

Volkswirtschaftliche Schriften

Heft 536

**Demographisch gegliederte
Nachfragesysteme und Äquivalenzskalen
für Deutschland**

**Eine empirische Überprüfung neoklassischer Ansätze
anhand der Daten der Einkommens- und
Verbrauchsstichproben**

Von

Martin Missong



Duncker & Humblot • Berlin

DOI <https://doi.org/10.3790/978-3-428-51374-1>

Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-09-14 09:01:37

FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

MARTIN MISSONG

**Demographisch gegliederte Nachfragesysteme
und Äquivalenzskalen für Deutschland**

Volkswirtschaftliche Schriften

Begründet von Prof. Dr. Dr. h. c. J. Broermann †

Heft 536

Demographisch gegliederte Nachfragesysteme und Äquivalenzskalen für Deutschland

Eine empirische Überprüfung neoklassischer Ansätze
anhand der Daten der Einkommens- und
Verbrauchsstichproben

Von

Martin Missong



Duncker & Humblot · Berlin

**Die Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel hat diese Arbeit
im Jahre 2002 als Habilitationsschrift angenommen.**

Bibliografische Information Der Deutschen Bibliothek

**Die Deutsche Bibliothek verzeichnet diese Publikation in
der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische
Daten sind im Internet über <<http://dnb.ddb.de>> abrufbar.**

**Alle Rechte vorbehalten
© 2004 Duncker & Humblot GmbH, Berlin
Fotoprint: Color-Druck Dorfi GmbH, Berlin
Printed in Germany**

**ISSN 0505-9372
ISBN 3-428-11374-8**

**Gedruckt auf alterungsbeständigem (säurefreiem) Papier
entsprechend ISO 9706 ☹**

Internet: <http://www.duncker-humblot.de>

Vorwort

Die vorliegende Arbeit entstand während der Zeit meiner Beschäftigung am Institut für Statistik und Ökonometrie der Christian-Albrechts-Universität Kiel. Sie wurde im Juni 2002 von der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Christian-Albrechts-Universität Kiel als Habilitationsschrift angenommen.

Dass die Arbeit in dieser Form entstehen konnte, ist in erster Linie meinem akademischen Lehrer Herrn Professor Gerd Hansen zu verdanken, der nicht nur mein Verständnis quantitativer Methoden, sondern auch meine Auffassung von der Rolle und der Aufgabe der Ökonometrie als empirischer Disziplin in den Wirtschaftswissenschaften entscheidend prägte. Ihm und Herrn Professor Stefan Mittnik danke ich auch für die stets angenehme und produktive Arbeitsatmosphäre am Institut für Statistik und Ökonometrie.

Herr Professor Klaus Hesse ermöglichte mir, an zahlreichen Forschungsprojekten des Instituts für Ernährungswirtschaft und Verbrauchslehre der Christian-Albrechts-Universität Kiel zum Konsumverhalten deutscher Haushalte mitzuwirken. Beim Verfassen der vorliegenden Arbeit konnte ich an vielen Stellen auf meine aus dieser Zusammenarbeit gewonnenen Kenntnisse und Erfahrungen zurückgreifen. Herrn Hesse und seinen Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern sei dafür herzlich gedankt.

Auch meinen Kollegen und Mitarbeitern am Institut für Statistik und Ökonometrie danke ich für die vielfältige Unterstützung und die gute Zusammenarbeit. Besonders hervorheben möchte ich Timm Behrmann, Susanne Bröck und Karsten Kohn, die mich bei der Datenaufbereitung sowie zahlreichen Berechnungen unterstützt haben und in fachlichen Diskussionen stets aufgeschlossene und kompetente Gesprächspartner waren, sowie Anja Müller und Tina Novotny, denen mein Dank für vielfältige redaktionelle Hilfestellungen gebührt.

Kiel, im September 2003

Martin Missong

Inhaltsverzeichnis

Einleitung	17
A. Theoretische und methodische Grundlagen	22
I. Die neoklassische Nutzentheorie als Analyserahmen	22
II. Nachfragesysteme und Engelkurven	24
1. Grundzüge der neoklassischen Nachfragetheorie	24
2. Parametrische Nachfragesysteme	26
3. Engelkurven	29
III. Äquivalenzskalen	31
1. Definition und Anwendung	31
2. Ermittlung von Äquivalenzskalen	34
a) Verbrauchsorientierte Äquivalenzskalen	35
b) Expertenbasierte Äquivalenzskalen	40
c) Subjektive Äquivalenzskalen	41
3. Normative Elemente, Zirkelschlüsse und Besonderheiten der deutschen Sozialhilfeskala	42
IV. Methoden der Engelkurvenanalyse	47
1. Regressionsanalyse	48
2. Nichtparametrische Glättungsverfahren	49
a) Regressogramm	49
b) Kernschätzer	51
3. Eigenschaften der Schätzfunktionen	53
4. Semiparametrische Schätzung und das PLM	55
B. Die Struktur der Engelkurven deutscher Haushalte	60
I. Datengrundlage und deskriptive Statistiken	60
1. Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe als Datenbasis	60

2. Demographische Merkmale	62
3. Ausgabenkategorien	63
4. Eine beschreibende Analyse des Verbrauchs deutscher Haushalte	66
II. Test parametrischer Kurvenformen	79
1. Anpassung parametrischer und nichtparametrischer Engelkurvenformen	79
2. Schätzung der Ausgabenelastizitäten	83
3. Das SCM-Bootstrap-Verfahren zum Test parametrischer Kurvenformen	88
III. Slutsky-Symmetrie und der Rang von Nachfragesystemen	94
1. Slutsky-Symmetrie und polynomische Engelkurven	95
2. Untersuchung der Rangrestriktionen	100
a) Demographische Gliederung der Haushalte	100
b) Endogenität der Gesamtausgaben	101
c) Ökonometrische Rangtests	107
IV. Zusammenfassung	112
C. Demographische Variablen in Nachfragesystemen und das Problem der Identifikation von Äquivalenzskalen	114
I. Überblick	114
II. Demographisch parametrisierte Haushaltsproduktion und Gütertransformation	117
III. Demographische Parametrisierung von Äquivalenzskalen	122
1. Das Problem der Identifikation von Äquivalenzskalen aus Nachfragedaten	124
2. Ein parametrisches Beispiel zum Identifikationsproblem	126
3. Äquivalenzskalen und Kosten der Lebenshaltung	130
IV. Zusammenfassung	131
D. Nutzenunabhängige Äquivalenzskalen und Kurvenbeständigkeit der Budgetanteilsungleichungen	136
I. Nutzenunabhängige Äquivalenzskalen und resultierende Nachfragegleichungen	136

II. Kurvenbeständigkeit und Verschiebungen der Engelkurven	140
1. Vertikale Verschiebungen: Das PLM	141
2. Horizontale und vertikale Verschiebung beobachtungsäquivalent: PIGLOG-Präferenzen	143
3. Horizontale Verschiebung: Engelskalierung	145
III. Ansätze zur Überprüfung der Kurvenbeständigkeit	146
1. Das EPLM und die semiparametrische Analyse	146
2. Das QAIDS als parametrischer Analyserahmen	150
IV. Eine empirische Untersuchung nutzenunabhängiger Äquivalenz- skalen bei log-quadratischen Budgetanteilskurven	155
1. Schätzung eines Grundmodells	155
2. Schätzung unter Berücksichtigung des Alters der Kinder	162
3. Schätzung unter Berücksichtigung des Alters der Erwachsenen .	163
V. Zusammenfassung	166
E. Quadratische Ausgabensysteme	169
I. Theorie Quadratischer Ausgabensysteme	170
1. Spezifikation und Parametrisierung	170
2. Identifikation	174
a) Lineares Ausgabensystem	175
b) Quadratisches Ausgabensystem	178
II. Schätzung Quadratischer Ausgabensysteme für Deutschland	181
1. Daten und stochastische Spezifikation	181
a) Haushaltstypen und Gütergruppen	181
b) Stochastische Spezifikation der Schätzgleichungen.....	182
2. Schätzergebnisse im Grundmodell	187
a) Schätzung bei beschränkter Information	188
b) Full Information Maximum Likelihood Schätzung	189
3. Modellerweiterungen	194
a) Demographische Skalierung und getrennte Schätzungen	194
b) Feinere Altersgliederung	197
c) Aggregation von Gütergruppen	198
III. Zusammenfassung	201

Zusammenfassung	205
Anhang	211
I. Roys Identität	211
II. Ergänzende Abbildungen und Tabellen	213
Literaturverzeichnis	226
Stichwortverzeichnis	234

Abbildungsverzeichnis

Abb. 1:	Nutzen, Nachfrage und Engelkurven	24
Abb. 2:	Gini-Koeffizienten der Verteilung des Nettoäquivalenzeinkommens in der Bundesrepublik im Jahr 1988 bei Zugrundelegung alternativer Äquivalenzskalen	35
Abb. 3:	Schematische Darstellung der „Engel-Methode“ zur Berechnung von Äquivalenzskalen	36
Abb. 4:	Faksimile einer zeitgenössischen Darstellung des „Engelschen Gesetzes“	37
Abb. 5:	Indirekter Nutzen, Kosten und Äquivalenzskalen	39
Abb. 6:	Alternative Ansätze zur Ermittlung existenznotwendiger Ausgaben für den Regelsatzrelevanten Privaten Verbrauch	45
Abb. 7:	Regressogramm am Beispiel der Ausgaben von Ehepaaren ohne Kind im früheren Bundesgebiet für die Güter der Körper- und Gesundheitspflege	50
Abb. 8:	Nadayara-Watson-Schätzer und Konfidenzbereiche zum Niveau 95% am Beispiel der Ausgaben von Ehepaaren ohne Kind im früheren Bundesgebiet für die Güter der Körper- und Gesundheitspflege	52
Abb. 9:	Nichtparametrisch geschätzte Budgetanteilskurven für die Gütergruppe „Nahrungs- und Genußmittel“, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet	58
Abb. 10:	Mittelwerte der Ausgabefähigen Einkommen und der Gesamtausgaben für die untersuchten sechs Gütergruppen, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet	67
Abb. 11:	Kumulierte durchschnittliche Budgetanteile für die untersuchten Gütergruppen, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet	68
Abb. 12:	Box-Plots für die Verteilung der Budgetanteile, getrennt nach Gütergruppen und Haushaltstyp, früheres Bundesgebiet	70

Abb. 13: Box-Plots für die Verteilung der Budgetanteile, getrennt nach Gütergruppen und Haushaltstyp, neue Bundesländer	71
Abb. 14: Kumulierte nichtparametrisch geschätzte Budgetanteilskurven für ausgewählte Haushaltstypen, sechs Gütergruppen, getrennt nach Gebiet	72
Abb. 15: Nichtparametrische Engelkurven für ausgewählte Haushaltstypen, sechs Gütergruppen, früheres Bundesgebiet	74
Abb. 16: Nichtparametrische Engelkurven für ausgewählte Haushaltstypen, sechs Gütergruppen, neue Bundesländer	75
Abb. 17: Vergleich nichtparametrisch geschätzter Budgetanteilskurven für Ehepaare mit und ohne Kinder, sechs Gütergruppen, früheres Bundesgebiet	77
Abb. 18: Vergleich parametrischer und nichtparametrischer Engelkurvenschätzungen am Beispiel ausgewählter Gütergruppen für Einpersonenhaushalte im früheren Bundesgebiet	81
Abb. 19: Demographische Verschiebung von Nachfragesystemen am Beispiel des LES	120
Abb. 20: Neoklassische Nutzenfunktion und Äquivalenzskalen	135
Abb. 21: Nutzenunabhängige Äquivalenzskalen und Kurvenbeständigkeit .	139
Abb. 22: Schematische Darstellung des Identifikationsproblems für nutzenunabhängige Äquivalenzskalen bei log-linearen Engelkurven	144
Abb. 23: Engelskalierung bei log-quadratischen Engelkurven	146
Abb. 24: Schematische Darstellung zur Ableitung der semiparametrischen Teststatistik auf Kurvenbeständigkeit	149
Abb. 25: Nutzenunabhängige Äquivalenzskalen bei log-quadratischen Engelkurven	151
Abb. 26: Identifikation im Linearen Ausgabensystem	177
Abb. A.1:Nichtparametrische Engelkurven für Haushalte ohne Kinder, getrennt nach Gütergruppen und Gebiet	214
Abb. A.2:Nichtparametrische Engelkurven für Haushalte mit einem Kind, getrennt nach Gütergruppen und Gebiet	215
Abb. A.3:Nichtparametrische Engelkurven für Familien mit zwei und drei Kindern, getrennt nach Gütergruppen und Gebiet	216

Tabellenverzeichnis

Tab. 1:	Alternative institutionelle Äquivalenzskalen	33
Tab. 2:	Geschätzte Äquivalenzskalen für die Bundesrepublik bei Verwendung unterschiedlicher Skalenkonzepte	42
Tab. 3:	Eingangsskalen und resultierende Skalen bei der ausgaben- analytischen Bestimmung von Relationen für den Regelsatzrelevanten Privaten Verbrauch	44
Tab. 4:	Haushaltstypen und Fallzahlen	64
Tab. 5:	Definition der Gütergruppen	65
Tab. 6:	Geschätzte Ausgabenelastizitäten Gütergruppe NAHRUNG, ausgewertet an den Gesamtausgabenquartilen bei alternativen Parametrisierungen der Engelkurven, früheres Bundesgebiet	85
Tab. 7:	Geschätzte Ausgabenelastizitäten Gütergruppe MOBILITÄT, ausgewertet an den Gesamtausgabenquartilen bei alternativen Parametrisierungen der Engelkurven, früheres Bundesgebiet	87
Tab. 8:	Marginale Signifikanzniveaus der SCM-Bootstrap-Tests auf Anpassung parametrischer Engelkurven, getrennt nach Haushaltstyp und Gütergruppen, früheres Bundesgebiet	92
Tab. 9:	Nachfragesysteme mit vollem Rang, deren Engelkurven linear in Funktionen des Einkommens sind	99
Tab. 10:	Marginale Signifikanzniveaus der semiparametrischen Tests auf Endogenität der Gesamtausgaben, getrennt nach Gütergruppen, Haushaltstypen und Gebiet	104
Tab. 11:	Marginale Signifikanzniveaus der Hausman-Tests auf Endogenität der Ausgabenvariable im direkt quadratischen Ansatz, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet	106
Tab. 12:	Marginale Signifikanzniveaus der Rangtests im direkt poly- nomischen Modell ohne Instrumentierung der Ausgaben- variable, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet	110

Tab. 13:	Marginale Signifikanzniveaus der Rangtests im logarithmisch polynomischen Modell ohne Instrumentierung der Ausgabenvariable, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet	111
Tab. 14:	Preiselastizität der Äquivalenzskalen, getrennt nach Haushaltstyp, Gütergruppen und Gebiet	158
Tab. 15:	Geschätzte Äquivalenzskalen bei Nutzenunabhängigkeit und log-quadratischen Budgetanteilskurven, sechs Haushaltstypen, getrennt nach Gütergruppen	160
Tab. 16:	Geschätzte Äquivalenzskalen bei Nutzenunabhängigkeit und log-quadratischen Budgetanteilskurven, sechs Haushaltstypen, Gütergruppensystem	161
Tab. 17:	Geschätzte Äquivalenzskalen bei Nutzenunabhängigkeit und log-quadratischen Budgetanteilskurven, differenziert nach Alter der Kinder, Gütergruppensystem	164
Tab. 18:	Geschätzte Äquivalenzskalen bei Nutzenunabhängigkeit und log-quadratischen Budgetanteilskurven, differenziert nach Alter der Erwachsenen, Gütergruppensystem	165
Tab. 19:	Preise der Gütergruppen 1988 und 1993	182
Tab. 20:	Haushaltstypen, Fallzahlen und Ausgabenstatistiken zur Schätzung des Quadratischen Ausgabensystems	183
Tab. 21:	Geschätzte Mindestausgaben im linearen Schätzansatz des QES bei alternativen Identifikationsstrategien	189
Tab. 22:	Geschätzte Einkommenselastizitäten im QES für verschiedene Haushaltstypen, ausgewertet an den Einkommensquartilen	192
Tab. 23:	Geschätzte direkte Preiselastizitäten im QES für verschiedene Haushaltstypen, ausgewertet an den Einkommensquartilen	193
Tab. 24:	Geschätzte QES-Mindestausgaben in DM für 1993 und zugehörige Relationen (Äquivalenzskalen)	194
Tab. 25:	Geschätzte QES-Äquivalenzskalen für den Mindestkonsum im Vergleich zu institutionellen Äquivalenzskalen	195
Tab. 26:	Geschätzte QES-Mindestausgaben in DM für 1993 und zugehörige Relationen (Äquivalenzskalen) bei feinerer Altersgliederung	199
Tab. 27:	Geschätzte QES-Äquivalenzskalen bei feinerer Altersgliederung im Vergleich zu entsprechenden ELES-Äquivalenzskalen	199

Tab. 28: Zusammenfassung der ursprünglich betrachteten Gütergruppen zu vier Aggregaten	200
Tab. A.1: Geschätzte Koeffizienten der in Abb. 18 wiedergegebenen parametrischen Engelkurvenmodelle, Haushaltstyp AO, ausgewählte Gütergruppen, früheres Bundesgebiet	213
Tab. A.2: Marginale Signifikanzniveaus der SCM-Bootstrap-Tests auf Anpassung parametrischer Engelkurven, getrennt nach Haushaltstyp und Gütergruppen, neue Bundesländer	217
Tab. A.3: Marginale Signifikanzniveaus der Hausman-Tests auf Endogenität der Ausgabenvariable im logarithmisch quadratischen Ansatz, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet	219
Tab. A.4: Marginale Signifikanzniveaus der Rangtests im direkt polynomischen Modell mit Instrumentierung der Ausgabenvariable, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet	220
Tab. A.5: Marginale Signifikanzniveaus der Rangtests im logarithmisch polynomischen Modell mit Instrumentierung der Ausgabenvariable, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet	221
Tab. A.6: Geschätzte Äquivalenzskalen bei Nutzenunabhängigkeit und log-quadratischen Budgetanteilskurven, differenziert nach Alter der Kinder, getrennt nach Gütergruppen	222
Tab. A.7: Geschätzte Äquivalenzskalen bei Nutzenunabhängigkeit und log-quadratischen Budgetanteilskurven, differenziert nach Alter der Erwachsenen, getrennt nach Gütergruppen	223
Tab. A.8: Geschätzte kompensiert Preiselastizitäten im QES für verschiedene Haushaltstypen im alten Bundesgebiet, ausgewertet an den Einkommensquartilen	224
Tab. A.9: Geschätzte marginale Budgetanteile im QES für verschiedene Haushaltstypen im alten Bundesgebiet, ausgewertet an den Einkommensquartilen	225

Abkürzungsverzeichnis

AID-System	almost ideal demand system
DV	Deutscher Verein für öffentliche und private Fürsorge
ELES	extended linear expenditure system
EPLM	extended partial linear model
EVS	Einkommens- und Verbrauchsstichprobe
FES	family expenditure survey
FIML	full information maximum likelihood
GAITL	generalized almost ideal / translog
KQ	Kleinste Quadrate
LES	linear expenditure system
LWR	Laufende Wirtschaftsrechnungen
MASE	mean averaged squared error
MISE	mean integrated squared error
ML	maximum likelihood
MSE	mean squared error
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development
PIGL	price independent generalized linearity
PIGLOG	price independent generalized logarithmic
PLM	partial linear model
QAIDS	quadratic almost ideal demand system
QES	quadratic expenditure system
RPV	Regelsatzrelevanter Privater Verbrauch
RVO	Regelsatzverordnung
SCM	smooth conditional moment
VGR	Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen

Einleitung

Die empirische Analyse von Verbrauchsunterschieden privater Haushalte unterschiedlicher Zusammensetzung hat eine lange Tradition. Grundlegend sind die Studien Ernst Engels, der in der Mitte des 19. Jahrhunderts das Verbrauchsverhalten belgischer Arbeiterfamilien analysierte. Im Vordergrund der Analyse Engels standen dabei Lebenshaltungsvergleiche, in denen er als Wohlfahrtskriterium denjenigen Anteil des Einkommens, den die Haushalte zum Erwerb von Nahrungsmitteln verwenden, propagierte. In Reminiszenz an diese fundamentalen empirischen Studien hat sich in der Konsumforschung der Begriff „Engelbeziehung“ bzw. „Engelkurve“ zur Beschreibung des Zusammenhangs von Einkommen und Verbrauchsausgaben etabliert, und die Operationalisierung des Wohlfahrtsbegriffs durch den Budgetanteil für Nahrungsmittel wird seither als „Engel-Methode“ bezeichnet.

Nach wie vor ist die Quantifizierung von Nachfrageänderungen infolge einer Variation des Einkommens und der Preise für verschiedene Verbrauchergruppen bzw. Haushaltstypen von zentraler Bedeutung hinsichtlich bestimmter gesamtwirtschaftlicher wie einzelwirtschaftlicher Problemstellungen. In diesem Zusammenhang kann beispielsweise die Prognose der konjunkturellen Wirkung einer Änderung der (Familien-)Besteuerung, die Erschließung wachsender Märkte im Hinblick auf Änderungen der demographischen Struktur der Verbraucher und die Abgrenzung von Zielgruppen für den Absatz einzelner Produkte genannt werden. Zur Beantwortung zahlreicher verteilungs- und sozialpolitischer Fragestellungen ist zudem die Ermittlung „wohlfahrtsäquivalenter“ Einkommen von Haushalten unterschiedlicher Zusammensetzung – i. d. R. durch die Berechnung sogenannter Äquivalenzskalen – vonnöten, so zum Beispiel bei der Analyse von Einkommensverteilungen, bei der Beurteilung von Wohlfahrtswirkungen einer Steuertarifänderung oder bei der Staffelung haushaltsbezogener staatlicher Transferleistungen.

Die theoretische Fundierung wie die Analysemethoden zur Beantwortung verbrauchsbezogener Fragestellungen unterlagen im Lauf der Zeit einer steten Fortentwicklung. Mit dem Konstrukt der Nutzenfunktion liefert die neoklassische Nachfragetheorie – gegenüber dem letztlich willkürlich gewählten Kriterium des Budgetanteils für Nahrungsmittel – die Basis für

eine umfassende Wohlfahrtsmessung und die aus der Nutzenfunktion abgeleiteten Nachfragesysteme erlauben eine widerspruchsfreie, simultane Modellierung der Nachfragen nach den Gütern bzw. Gütergruppen des privaten Verbrauchs. Gleichzeitig unterliegt die neoklassische Nachfragetheorie einem strikten Axiomensystem, das zu testbaren Implikationen bezüglich der beobachtbaren Marktnachfragen führt. In den letzten Jahrzehnten rückte daher die Überprüfung dieser Restriktionen mit dem Ziel der Falsifizierung nachfragetheoretischer Axiome zur Rationalität wirtschaftlichen Handelns in den Vordergrund zahlreicher Arbeiten, vgl. Cozzarin und Gil-mour (1999), S. 309.

Die vorliegende Arbeit sieht sich in der Tradition beider Forschungsrichtungen. Anhand demographisch gegliederter Haushaltsbudgetdaten deutscher Haushalte soll zum einen überprüft werden, inwieweit sich die Konsumbeobachtungen allgemein mit dem starren „Korsett“ der neoklassischen Nutzentheorie vereinbaren lassen und zum anderen gilt es zu klären, mit welcher spezifischen Modellierung sich am ehesten Resultate erzielen lassen, welche zur Lösung ökonomischer oder sozialpolitischer Problemstellungen beitragen könnten.

Dabei sieht sich die Studie mit dem Umstand konfrontiert, dass die Qualität der für empirische Studien zur Verfügung stehenden Daten zumeist nicht mit dem stetig steigenden Grad der Komplexität theoretischer Modellentwicklungen schritthalten konnte. So liegen für die Bundesrepublik demographisch disaggregierte Verbrauchsdaten angemessener Repräsentativität allein in Form der Querschnitterhebungen der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) vor. Mit fünf Jahren ist der zeitliche Abstand zweier Erhebungen dabei so groß, dass eine konsistente und modelltheoretisch fundierte Verknüpfung der Nachfragedaten problematisch erscheint. Insofern verwundert es nicht, dass in der umfassenden Monographie von Faik (1995) Daten der EVS-Erhebungen von 1969 bis 1983 bezüglich demographischer Einflüsse auf den privaten Verbrauch systematisch, jedoch getrennt voneinander ausgewertet werden. Zwar sind bezüglich der Datenlage in Deutschland in naher Zukunft positive Veränderungen insofern zu erwarten, als bereits die EVS 2003 als Hauptstichprobe mit jährlichen Teilerhebungen geringeren Umfangs (resultierend aus einer Modifikation des Erhebungsschemas der Laufenden Wirtschaftsrechnungen) kombiniert werden soll, so dass in absehbarer Zeit ein Längsschnitt demographisch gegliederter Verbrauchsdaten auf Jahresbasis bereitstehen wird.

Für die vorliegende Studie kann dagegen nur auf die EVS 1993 zurückgegriffen werden, zusätzlich liegen Daten der EVS 1988 vor. Einzelne EVS-Erhebungen sind als Querschnittsdaten gekennzeichnet durch ein Feh-

len von Preisvariation in den Daten: Es muss angenommen werden, dass zum Zeitpunkt der Erhebung alle Haushalte mit (nahezu) identischen Güterpreisen konfrontiert sind. Hierdurch wird die empirische Analysemöglichkeit stark beschnitten: Ohne zusätzliche Annahmen lassen sich anhand des Querschnitts Nachfragereaktionen allein in Bezug auf das Einkommen und die soziodemographischen Haushaltsmerkmale analysieren.

Das typische Vorgehen zahlreicher Arbeiten zur Schätzung neoklassischer Nachfragesysteme liegt in der Vorgabe einer spezifischen Nutzenfunktion und der Anpassung des daraus resultierenden parametrischen Nachfragesystems an beobachtete Verbrauchsdaten. Die Wahl des Modells wird dabei maßgeblich beeinflusst von den Eigenschaften der zur Verfügung stehenden Datenbasis. So bilden Lineare Ausgabensysteme in der Tradition von Stone (1954) die einzige Modellklasse, die den Axiomen der Nachfragetheorie genügt und deren Parameter sich vollständig anhand eines Querschnitts von Haushaltsverbrauchsdaten, d. h. auch ohne beobachtete Variation der Preise identifizieren und schätzen lassen. Angesichts der oben angesprochenen Datenlage wird in deutschen Nachfragestudien deshalb in Anlehnung an die grundlegenden Arbeiten von Merz (1980, 1983) regelmäßig auf den Modellrahmen Lineare Ausgabensysteme recurriert, obwohl die Linearen Ausgabensystemen immanente Annahme linearer Engelkurven empirisch kaum haltbar erscheint.

Die vorliegende Studie verfolgt dagegen eine entgegengesetzte Strategie. Sowohl bezüglich der Form der Nachfragekurven als auch bezüglich der Modellierung des Einflusses demographischer Variablen wird den Verbrauchsdaten zunächst nur ein Minimum an Struktur auferlegt. Ausgangspunkt ist eine nichtparametrische Analyse der Engelbeziehungen für bestimmte Haushaltstypen. Schrittweise erfolgt dann die Einführung und Überprüfung nachfragetheoretisch begründeter Restriktionen. Dabei wird im Rahmen der Arbeit zu klären sein, bis zu welchem Grad auch nichtparametrische Verfahren zu Tests spezifischer theoretischer Beschränkungen der Haushaltsnachfragen im Stande sind. Erst die resultierenden, mit den Daten der EVS vereinbaren Spezifikationen, werden dann daraufhin untersucht, welche Aussagen sich bezüglich demographischer Unterschiede der Konsumnachfrage ableiten lassen und inwieweit Wohlfahrtsvergleiche möglich sind.

Damit ist der Aufbau der Arbeit vorgezeichnet: Nachdem in Kapitel A. die Grundlagen der Analyse vorgestellt und begründet sind, bildet eine deskriptive Analyse der deutschen Verbrauchsdaten mit Hilfe nichtparametrischer Verfahren in Kapitel B. den Auftakt der empirischen Untersuchung. Die Gegenüberstellung mit parametrischen Engelkurvenansätzen führt zu dem Ergebnis, dass sowohl für einzelne Gütergruppen

als auch im Nachfragesystem quadratische Spezifikationen der Engelkurven mit den Verbrauchsdaten der betrachteten Haushaltstypen im Einklang stehen. Repräsentanten dieser Ansätze sind das Quadratische Ausgabensystem (quadratic expenditure system QES) von Howe et al. (1979) und eine quadratische Erweiterung des almost ideal demand system (AID-System), vgl. Banks et al. (1997). Nachdem somit mögliche Formen der Einkommensabhängigkeit des Verbrauchs eingegrenzt sind, widmet sich Kapitel C. dem theoretisch konsistenten Einbezug soziodemographischer Variablen in ein Nachfrage- bzw. Engelkurvensystem, verbunden mit der Frage nach Möglichkeiten und Grenzen von Wohlfahrtsvergleichen und der Ableitung von Äquivalenzskalen aus empirischen Nachfragesystemen. In den Kapiteln D. und E. erfolgt dann die empirische Berücksichtigung der Haushaltsmerkmale in den Engelkurvensystemen, die sich bereits zuvor als datenverträglich erwiesen. Im Fall der quadratischen Erweiterung des AID-Systems (Kapitel D.) ist eine vollständige Identifikation der Modellkoeffizienten mit Querschnittsdaten ohne Preisvariation nicht möglich, aus dem Engelkurvensystem lassen sich jedoch Annahmen bezüglich der Äquivalenzskalen in der Bundesrepublik überprüfen. Zur vollständigen Identifikation und Schätzung Quadratischer Ausgabensysteme ist nur ein Minimum an beobachteter Preisvariation erforderlich. Daher gelingt in Kapitel E. unter Rückgriff auf die Daten der EVS von 1988 die Schätzung kompletter Quadratischer Nachfragesysteme, so dass einerseits Preisreaktionen in der Nachfrage unterschiedlicher Haushaltstypen verglichen werden können und sich andererseits nachfragetheoretische Restriktionen, die sich auf die Preiswirkungen beziehen, zur Modellvalidierung heranziehen lassen. Wohlfahrtsvergleiche müssen sich bei der Analyse des QES modellbedingt auf niedrige Wohlfahrtsniveaus beschränken. Im Schlusskapitel werden die wichtigsten Ergebnisse der theoretischen wie der empirischen Analyse zusammengefasst.

Theoretischen wie empirischen Aspekten der Ableitung von Äquivalenzskalen auf dem Fundament der neoklassischen Nutzentheorie wird demnach im Rahmen der Kapitel C., D. und E. Rechnung getragen. Dabei ist der fundamentalen Kritik – prononciert vorgetragen von Pollak und Wales (1979) – Rechnung zu tragen, dass nämlich infolge einer nur ordinalen Messbarkeit des Nutzens bzw. der Zulässigkeit monotoner Transformationen der Nutzenfunktion ein Vergleich von Wohlfahrtsniveaus und mithin die Ableitung von Äquivalenzskalen allein aus Marktdaten grundsätzlich nicht möglich ist. Dieser Punkt wird in Abschnitt C. weiter ausgeführt. Die in den Kapiteln D. und E. untersuchten Ansätze überwinden dieses Identifikationsproblem durch (zusätzliche) a-priori-Annahmen: In Kapitel D. ist es die Unterstellung, dass die Skalen nicht mit dem Nutzenniveau (bzw. der Einkommenshöhe) variieren und somit invariant gegenüber Transformatio-

nen der Nutzenfunktion sind, und in Kapitel E. ist es die Annahme eines minimalen Nutzenniveaus, das – unabhängig von der Kardinalisierung der Nutzenfunktion – für alle Haushalte identisch ist. Die Bestimmung der zugehörigen Mindestverbräuche erlaubt dann die Berechnung von Äquivalenzrelationen bei minimaler Lebenshaltung.

A. Theoretische und methodische Grundlagen

Vor Beginn der theoretischen und empirischen Untersuchung ist es zweckmäßig, den zugrunde gelegten Modellrahmen abzugrenzen, die Notation festzulegen und methodische Aspekte der Analyse vorzustellen. Diesem Zweck dient das vorliegende Kapitel, das sich wie folgt gliedert: Mit der Verankerung der Untersuchung in der neoklassischen Nutzentheorie sind eine Anzahl von Prämissen zu akzeptieren, die im Abschnitt A.I. umrissen werden; die Argumentation berücksichtigt dabei explizit die Qualität der zu verwendenden Daten. Die Abschnitte A.II. und A.III. dienen im wesentlichen der Klärung der Notation und geben eine Einführung in das Konzept der Nutzenmessung, der Spezifikation von Nachfragesystemen und des Nutzenvergleichs mittels Äquivalenzskalen. Abschnitt A.IV. gibt einen kurzen methodischen Abriss der nichtparametrischen Kernschätzung, die den Ausgangspunkt der empirischen Analyse in Kapitel B. bildet.

I. Die neoklassische Nutzentheorie als Analyserahmen

Mit dem Rückgriff auf die neoklassische Nutzentheorie sind strikte Prämissen verbunden, und die Analyse anhand (eines Querschnitts) von Haushaltsbudgetdaten erfordert weitere grundlegenden Annahmen, die selbst nicht Gegenstand der statistischen Überprüfung sein können. Der für den weiteren Gang der Untersuchung gewählte Analyserahmen wird im Folgenden skizziert und begründet.

Es wird unterstellt, dass sich die Wohlfahrt der Haushalte auf die ökonomische Verfügungsgewalt bezieht und durch eine Nutzenfunktion ordinal messbar ist. Ferner wird angenommen, dass die Präferenzen unterschiedlicher Haushalte durch eine gemeinsame Nutzenfunktion beschrieben werden können und dass der Nutzenvergleich über die Haushalte zulässig ist.

Der spezielle Charakter von Querschnittsdaten bewirkt zudem, dass die empirische Analyse grundsätzlich statischer Natur ist. Eine Rechtfertigung für diese Betrachtungsweise ergibt sich unter Rückgriff auf eine strikte Gültigkeit der Lebenszyklushypothese, nach der der Haushalt eine intertemporal separierbare Nutzenfunktion maximiert, wodurch die Ersparnisbildung und die Konsumaufteilung in jeder Periode als Elemente einer

zweistufigen Entscheidung betrachtet werden können und eine empirische Analyse allein der Konsumnachfragen statthaft ist. Unterstellt man ferner, dass der Haushalt im Sinne der strikten Lebenszyklushypothese einen Ausgleich der Grenznutzen in jeder Periode anstrebt, so kann der Periodennutzen – über dessen Ausmaß die Auswertung der Querschnittsdaten ggf. Aussagen erlaubt – auch als Indikator für den Lebensnutzen interpretiert werden.

Bei einem hohen Disaggregationsgrad bezüglich der betrachteten Güter (-gruppen) kann die Nachfrage nach dauerhaften Gütern eine spezielle Modellierung erfordern. Dauerhafte Güter zeichnen sich dadurch aus, dass die Anschaffung zu einem Zeitpunkt geschieht, der Gebrauch aber über mehrere Perioden Nutzen stiftet. In einer Periode sind mithin nicht die Ausgaben, sondern die mit den Nutzungskosten bewerteten Bestände die relevante Nachfragegröße. Da eine zuverlässige Ermittlung und Bewertung der Bestände dauerhafter Güter hohe Anforderungen an das Datenmaterial stellt, werden in empirischen Haushaltsbudgetstudien häufig weit gefasste Gütergruppen betrachtet, die jeweils auch unterschiedliche dauerhafte Komponenten umfassen. Die Ausgaben für diese Aggregate – einschließlich der Ausgaben für die Anschaffung einzelner dauerhafter Komponenten – wird dann als Näherung für den hinsichtlich des Periodennutzens relevanten Verbrauch angesehen.

Unbeschadet der Qualität der Daten ist eine explizite Modellierung der Kaufentscheidung bezüglich einzelner dauerhafter Güter im Rahmen der neoklassischen Analyse mit nachfragetheoretischen Komplikationen verbunden. Zahlreiche Theoreme, die den demographisch gegliederten Haushaltsnachfragen statistisch überprüfbare Restriktionen auferlegen, beziehen sich auf Nachfragefunktionen, die linear in Funktionen des Einkommens sind (sog. exakt aggregierbare Nachfragen). Mit der expliziten Betrachtung einer binären Kauf- oder Nichtkauf-Entscheidung würde man diesen Modellrahmen verlassen (vgl. Stoker (1993), S. 1842ff.).

Auch wenn zur Untersuchung diskreter Käufe einzelner dauerhafter Güter adäquate Schätzmethoden zur Verfügung stehen, folgt die vorliegende Studie daher dem oben geschilderten Vorgehen, dauerhafte Komponenten in entsprechend breiter gefassten Güteraggregaten aufgehen zu lassen und Ausgaben für die Aggregate als Periodenverbrauch zu werten.

Im Folgenden wird stets der Haushalt als wirtschaftende Einheit und Träger ökonomischer Entscheidungen angesehen. Die Verteilung des Verbrauchs auf die einzelnen Haushaltsmitglieder ist nicht Gegenstand der Untersuchung. Eine befriedigende Erörterung entsprechender Fragestellungen wäre überdies anhand der Daten der EVS nicht zu bewerkstelligen.

II. Nachfragesysteme und Engelkurven

1. Grundzüge der neoklassischen Nachfragetheorie

Die grundlegende Struktur einer statischen Betrachtung der neoklassischen Nachfragetheorie ist in Abbildung 1 schematisch wiedergegeben. Wesentlicher Bestandteil ist die Nutzenfunktion $U(q, z_h)$, die misst, welchen Nutzen der Konsument h mit den im Vektor z_h zusammengefassten sozio-demographischen Merkmalen durch den Verbrauch der n Gütermengen, zusammengefasst im Vektor q , erfährt. Objekt der Nutzenmessung ist grundsätzlich der einzelne Verbraucher. Der Praxis der Datenerhebung folgend, die in der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe – wie bei der Erhebung von Budgetdaten allgemein üblich – den Haushalt zum Gegenstand der Nachweisung hat, wird im Folgenden stets der Haushalt als konsumierende Einheit verstanden. Ferner werden die Begriffe Nutzen, Wohlfahrt und Lebenshaltung synonym verwendet.

Es wird ordinale Messbarkeit des Nutzens unterstellt, d. h. die Nutzenfunktion ist nur bis auf streng monotone Transformationen festgelegt. Zur Beschreibung der Nutzenfunktion wird zumeist eine spezifische, für die mathematische Handhabbarkeit vorteilhafte Funktionsform angegeben;

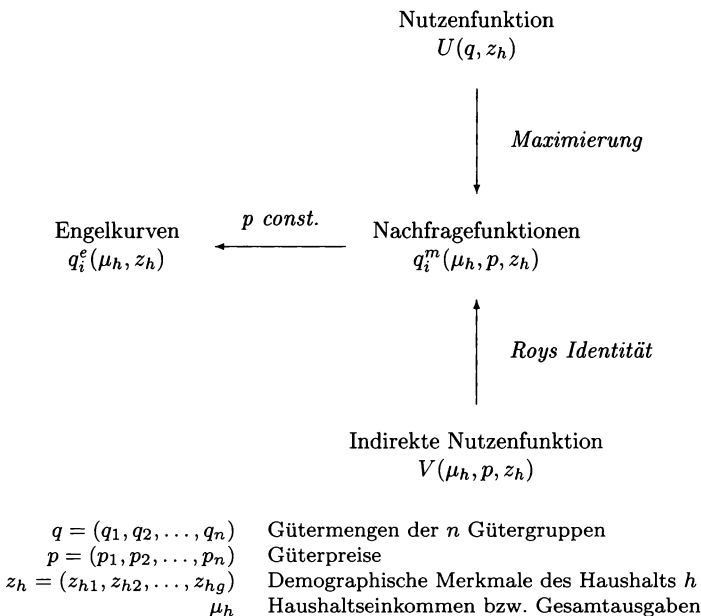


Abbildung 1: Nutzen, Nachfrage und Engelkurven

diese „Kardinalisierung“ ist in gewissem Maß willkürlich. Die Nutzenfunktion selbst ist ein formales Konstrukt, das die Präferenzordnung des Konsumenten bzw. des Haushalts mathematisch abbildet. Widerspruchsfreiheit der Präferenzen bedeutet u. a., dass der Haushalt nicht „gesättigt“ werden kann und dass er Kombinationen von Gütern bzw. Güterbündeln Einzellösungen grundsätzlich vorzieht. Die Bedingungen für eine widerspruchsfreie Präferenzordnung bestimmen damit die Gestalt der Nutzenfunktion: Das „Gesetz“ eines stets positiven, aber mit zunehmendem Verbrauch abnehmenden Grenznutzens beispielsweise determiniert Steigung und Krümmung der Nutzenfunktion.

Die (sog. Marshallischen) Nachfragefunktionen $q^m(\cdot)$ des Haushalts, für alle n betrachteten Güter zusammengefasst in einem Nachfragesystem, erhält man durch Maximierung des Nutzens unter Berücksichtigung der Budgetrestriktion. Letztere fordert, dass die Summe der güterspezifischen Ausgaben die Konsummöglichkeiten des Haushalts, gemessen durch das Einkommen μ , nicht übersteigen dürfen. Die Nichtsättigungsannahme stellt dann sicher, dass dieses Einkommen auch vollkommen ausgeschöpft wird, und die Budgetrestriktion lautet $\sum_{k=1}^n p_k q_k = \mu$. Die statische Modellierung der Nachfrage ist mit einer Ersparnisbildung vereinbar, auch wenn der Konsumverzicht zugunsten zukünftigen Verbrauchs nicht modellendogen aus dem Nutzenkalkül abgeleitet wird. Lässt man eine Ersparnisbildung zu, so fallen verfügbares Einkommen und Gesamtausgaben für den Konsum auseinander. Die weitere Darstellung folgt jedoch dem Sprachgebrauch in der Literatur und die Begriffe „Gesamtausgaben“ und „Einkommen“ werden, sofern die Unterscheidung nicht selbst Gegenstand der Diskussion ist, gleichbedeutend verwendet.

Neben der Ableitung eines Nachfragesystems aus der direkten Nutzenfunktion stellt die Berechnung der Güternachfragen aus der indirekten Nutzenfunktion $V(\mu_h, p, z_h)$ (bzw. der Kostenfunktion, s. u.) einen alternativen, dualen Ansatz dar. Die indirekte Nutzenfunktion gibt zu jeder Konstellation von Preisen und Einkommen das für einen Haushalt (mit den soziodemographischen Merkmalen z_h) maximal erreichbare Nutzenniveau an. Die Ableitung erfolgt hier mit Hilfe von Roys Identität,

$$(1) \quad q_i^m(p, \mu_h, z_h) = - \frac{\partial V(\mu_h, p, z_h) / \partial p_i}{\partial V(\mu_h, p, z_h) / \partial \mu}$$

Da eine Charakterisierung der Präferenzen durch die indirekte Nutzenfunktion häufig ungleich einfacher ist als über die direkte Nutzenfunktion, besitzt (1) eine fundamentale Bedeutung in theoretischen wie empirischen Nachfragestudien. Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wird in Kapitel D.

extensiv auf Roys Identität zurückgegriffen. Deshalb findet sich in Anhang I. eine ausführliche Herleitung von (1).

Die Budgetbeschränkung und die Restriktion bezüglich der Gestalt der Nutzenfunktion erlegen dem daraus abgeleiteten Nachfragesystem Bedingungen auf. Voraussetzung dafür, dass ein Nachfragesystem „integrierbar“, d. h. mit einer zulässigen Nutzenfunktion bzw. den dahinterstehenden, widerspruchsfreien Präferenzen vereinbar ist, sind Bedingungen, die allgemein, d. h. unabhängig von der konkreten Gestalt bzw. Parametrisierung der zugrundeliegenden Nutzenfunktion, erfüllt sein müssen, nämlich

- die Summationsbedingung,
- die Homogenitätsbedingung,
- die Negativitätsbedingung und
- die Symmetriebedingung,

vgl. Deaton und Muellbauer (1980b), S. 43ff. Die Summationsbedingung besagt, dass sich die einzelnen Nachfragegleichungen zum Einkommen (den Gesamtausgaben) addieren müssen, und die Homogenitätsbedingung postuliert, dass eine prozentual gleiche Änderung aller Preise und des Einkommens die Nachfrage des Haushalts unverändert lässt. Während diese beiden Restriktionen aus der (linearen) Budgetrestriktion folgen, fußen die beiden übrigen Bedingungen auf der Krümmung der Nutzenfunktion.¹ Negativität und Symmetrie beziehen sich auf die Preisabhängigkeit der Konsumnachfrage: Im Zuge einer Preisänderung darf die Nachfrage nach einem relativ teurer geworden Gut nicht steigen, wenn dem Haushalt durch eine Einkommenskompensation ermöglicht wird, vor und nach der Preisänderung dasselbe Nutzenniveau zu erreichen, und im Vergleich dieser beiden Situationen muss das Verhältnis der Nachfrageänderung für zwei Güter jeweils das Ausmaß der relativen Preisänderung zwischen den beiden Gütern widerspiegeln.

2. Parametrische Nachfragesysteme

Parametrische Nachfragesysteme ergeben sich aus einer (direkten oder indirekten) Nutzenfunktion, für die eine spezifische Funktionsform angenommen wird. In solchen Nachfragesystemen finden sich die oben genannten allgemeinen Bedingungen in der funktionalen Form und als spezifische

¹ Diese impliziert die Konkavität der Kostenfunktion in den Preisen, eine formale Definition dieser Bedingungen folgt weiter unten.

Parameterrestriktionen in den Nachfragegleichungen wieder. Dies wird im Folgenden anhand zweier prominenter Klassen von Nachfragesystemen illustriert, wobei zur Vereinfachung der Notation auf die explizite Modellierung des Einflusses soziodemographischer Haushaltsmerkmale z_h verzichtet wird.²

Das Lineare Ausgabensystem (linear expenditure system, LES) beruht auf der sog. Klein-Rubin-Nutzenfunktion

$$(2) \quad u = \prod_{k=1}^n (q_k - b_k)^{a_k}$$

mit $\sum_{k=1}^n a_k = 1, \quad a_k > 0, \quad q_k > b_k \quad \forall k = 1, \dots, n.$

Der Nutzen ist nur für $q_k > b_k$ definiert, weshalb die Parameter b_k als Mindestmengen interpretiert werden können. $\sum_k p_k b_k$ sind die zugehörigen Mindestausgaben, während μ das Einkommen bzw. die Gesamtausgaben bezeichnet. Die Krümmung der Nutzenfunktion ist durch die Annahmen bzgl. der Funktionsform in Verbindung mit den Restriktionen bzgl. der Parameter a_k beschränkt. Maximierung von (2) unter Beachtung der Budgetbeschränkung $\sum_k p_k q_k = \mu$ führt zu den Nachfragegleichungen

$$(3) \quad v_i = p_i q_i = p_i b_i + a_i \left(\mu - \sum p_k b_k \right) \quad \forall i = 1, \dots, n,$$

die linear in Preisen und Einkommen, jedoch nichtlinear in den Parametern sind.

Eine spezielle Klasse von Nachfragesystemen ist durch die indirekte Nutzenfunktion

$$(4) \quad V(\mu, p) = (\ln \mu - a(p))/b(p)$$

charakterisiert, wobei der Preisindex $a(p)$ linear homogen und $b(p)$ homogen vom Grade 0 in den Preisen ist. Die zugrundeliegende Präferenzordnung ist mit dem Akronym PIGLOG belegt, welches den logarithmischen Spezialfall der sog. Präferenzen mit preisunabhängigen verallgemeinerten Linearität (price invariant generalized linearity, PIGL) bezeichnet,

² Dieser Einfluss kann sich beispielsweise in einer Variation der Modellkoeffizienten über verschiedene Haushaltstypen manifestieren. Die theoretisch konsistente Einbettung soziodemographischer Variablen in Nachfragesysteme ist Gegenstand des Kapitels C.

siehe Muellbauer (1975).³ Ein populärer Vertreter der PIGLOG-Klasse ist das Nahezu Ideale Nachfragesystem (almost ideal demand system, AID-System) (Deaton und Muellbauer (1980a)), für das die Preisindizes gemäß

$$(5) \quad a(p) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \ln p_k + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j$$

mit $\sum_k \alpha_k = 1$, $\sum_k \gamma_{kj} = 0$ und $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ sowie

$$(6) \quad b(p) = \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \quad \text{mit} \quad \sum_{k=1}^n \beta_k = 0$$

spezifiziert werden, wobei die Parameterrestriktionen wiederum aus den o. g. Anforderungen an eine widerspruchsfreie Präferenzordnung bzw. ein integrierbares Nachfragesystem resultieren. Durch Anwendung von Roys Identität erhält man die Engelkurven in Budgetanteilsform

$$(7) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{k=1}^n \gamma_{kj} \ln p_k + \beta_i (\ln \mu - a(p))$$

als lineare Funktionen des logarithmierten Einkommens.⁴

³ Die PIGL-Eigenschaft bezieht sich auf die Aggregation der Nachfragen über die Haushalte. Sind die Haushaltsnachfragen linear im Einkommen, so ist die aggregierte Nachfrage linear im Durchschnittseinkommen der betrachteten Haushalte, und das Nachfragesystem kann anhand aggregierter Konsumdaten analysiert werden. *Muellbauer* (1975) untersucht, inwieweit eine solche Analyse von Nachfragesystemen anhand aggregierter Daten möglich ist, ohne die restriktive Annahme linearer Nachfragefunktionen treffen zu müssen. Die PIGL-Klasse zeichnet sich dadurch aus, dass die aggregierte Nachfrage linear in einem „repräsentativen“ Einkommen ist, das nicht mit den Preisen variiert und nicht notwendigerweise dem Durchschnittseinkommen entspricht. Die PIGLOG-Klasse ist der logarithmische Grenzfall der PIGL-Präferenzen, das repräsentative Einkommen ist hier eine Funktion der Entropie der Einkommensverteilung. Vgl. dazu ausführlich z. B. *Deaton/Muellbauer* (1980b), S. 155f.

⁴ Neben dem AID-System repräsentiert auch ein Vertreter der Translog-Nachfragesysteme (vgl. *Christensen et al.* (1975)) PIGLOG-Präferenzen. *Pollak/Wales* 1992, S. 55, bezeichnen dieses Modell als „log-Translog“. Die indirekte Nutzenfunktion dieses Modells wird typischerweise in der Notation

$$V(\mu, p) = - \sum_k \alpha_k \ln(p_k/\mu) - 0,5 \sum_k \sum_j \beta_{kj} \ln(p_k/\mu) \ln(p_j/\mu)$$

3. Engelkurven

Reduziert man die Nachfragen auf den Zusammenhang zwischen Ausgaben und Einkommen, eine Beziehung, die Ernst Engel im 19. Jahrhundert für belgische Arbeiterfamilien systematisch untersucht hat, so erhält man die sogenannten Engelkurven. Diese Engelkurven können als Nachfragefunktionen zu konstanten Preisen interpretiert werden und lauten im LES

$$(8) \quad v_i = p_i q_i = \theta_{0i} + \theta_{1i} \mu$$

mit $\theta_1 = a_i$ und $\theta_{0i} = p_i b_i - a_i \sum p_k b_k$. Die Engelkurven des AID-Systems werden gewöhnlich in Budgetanteilsform geschrieben und lauten

$$(9) \quad w_i = p_i q_i / \mu = \rho_{0i} + \rho_{1i} \ln \mu$$

mit $\rho_{0i} = \alpha_i + \sum_{k=1}^n \gamma_{kj} \ln p_k - \beta_i a(p)$ und $\rho_{1i} = \beta_i$. Budgetanteilsgleichungen, die linear im logarithmierten Einkommen sind, haben eine lange Tradition in der empirischen Konsumforschung und werden, zurückgehend auf die Arbeiten von Working (1943) und Leser (1963), als Working-Leser-Spezifikation bezeichnet.

Die Reduktion der Nachfragefunktion auf die Engelbeziehung ist mit einem Informationsverlust verbunden. So können mit derselben Engelbeziehung verschiedene, d. h. bzgl. der Preisreagibilität unterscheidbare Nachfragesysteme vereinbar sein. Neben dem AID-System führt beispielsweise auch ein sog. Translog-System zu Engelkurven der Form (9), vgl. Fußnote 4.

In gewisser Weise können die Engelkurven eines Nachfragesystems als reduzierte Form der zugehörigen, voll parametrisierten Nachfragegleichungen verstanden werden. Da die Anzahl der Parameter der Engelkurven nie größer, sondern i. a. deutlich kleiner ist als die Zahl der Engelkurven-Koeffizienten, ist eine Identifikation des Nachfragesystems aus dem zugehörigen System von Engelkurven i. d. R. nicht möglich. Eine gewichtige Ausnahme bildet das Lineare Ausgabensystem, in dem gemäß der

mit $\beta_{kj} = \beta_{jk}$, $\sum_k \sum_j \beta_{kj} = 0$ und $\sum_k \alpha_k = 1$ angegeben. Die Budgetanteilsgleichungen lauten $w_i = B(p)(\alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln p_j - \sum_j \beta_{ij} \ln \mu)$ mit $B(p) = 1 + \sum_k \sum_j \beta_{kj} \ln p_j$ und sind, wie die Budgetanteilsgleichungen des AID-Systems (7), linear im logarithmierten Einkommen $\ln \mu$ (d. h. sie entsprechen der Working-Leser-Spezifikation, s. u. (9)). Zum Zusammenhang des log-Translog-Modells mit den übrigen Vertretern der Translog-Klasse vgl. Pollak/Wales (1992), S. 53ff.

additiven Klein-Rubin-Nutzenfunktion (2) alle Güter als Substitute angesehen werden. Preisvariationen bewirken daher keine unmittelbaren Verbrauchsumschichtungen zwischen den betroffenen Gütern, sondern wirken nur indirekt über die infolge der Preisverschiebung geänderten Konsummöglichkeiten.⁵ Damit beeinflussen Preisänderungen die Nachfrage über den gleichen Wirkungskanal wie eine Änderung des Budgets, d. h. eine Einkommensänderung, und die Preiskoeffizienten des Nachfragesystems stehen in einer festen Beziehung den Einkommenskoeffizienten. Sowohl die Nachfragegleichungen (3) als auch die Engelkurven (8) des LES weisen für jede Gütergruppe zwei Koeffizienten auf und von den ρ_{0i} und ρ_{1i} kann eindeutig auf die Parameter a_i und b_i zurückgerechnet werden. Lediglich die Summationsbedingung erfordert in empirischen Anwendungen das Auferlegen einer zusätzlichen Restriktion. Ein Mindestverbrauch b_i wird i. d. R. vorgegeben, und man erhält ein Erweitertes LES (ELES), vgl. dazu ausführlich Kapitel E.I.

Ein unmittelbarer Rückschluss von der Engelbeziehung auf das Nachfragesystem und die zugrundeliegende Nutzenfunktion, d. h. die Bewegung entlang der Pfeile in Abbildung 1 in jeweils entgegengesetzter Richtung, ausgehend von der Engelbeziehung $q_i^e(\cdot)$, ist damit nur bei der Analyse Linearer Ausgabensysteme möglich. Nichtsdestotrotz eröffnet die Analyse von Engelkurven(systemen) die Möglichkeit, die Vereinbarkeit der Daten mit spezifischen Präferenzordnungen, aber auch mit den allgemeinen neoklassischen Nachfragerestriktionen, zu überprüfen. Dabei ist zu beachten, dass auch Bedingungen, die sich ursächlich auf die Preisabhängigkeit der Nachfragefunktionen beziehen, testbare Restriktionen der Engelbeziehungen nach sich ziehen können.

Ein Beispiel ist die Bedeutung der Symmetriebedingung für die Anzahl der frei variierenden Parameter in der Engelbeziehung, vgl. dazu ausführlich Abschnitt B.III. Ferner muss berücksichtigt werden, dass auch die Summationsbedingung zu Restriktionen bezüglich der Engelkurven führt, die sich nicht allein auf spezifische Parameterrestriktionen über die Güternachfragen hinweg beschränken. Die Summationsbedingung führt vielmehr auch zum Ausschluss bestimmter Kurvenformen. So erscheint z. B. die doppelt-logarithmische Kurvenform

⁵ Formal ist es der sog. spezifische Substitutionseffekt, der bei additiven Nutzenfunktionen verschwindet, so dass Nachfrageänderungen infolge von Preisvariationen allein aus dem sog. allgemeinen Substitutionseffekt resultieren, der die „allgemeine“ Konkurrenz der Güter um das Einkommen beschreibt und stets proportional zum Einkommenseffekt der Güternachfrage ist. Dieses Phänomen (und das zugrundeliegende „Fundamentaltheorem der Nachfrage Theorie“) wird ausführlich in *Hansen* (1993), S. 302f., beschrieben.

$$(10) \quad \ln v_i = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} \ln \mu$$

wegen ihrer guten Interpretierbarkeit für empirische Anwendungen attraktiv: Die Koeffizienten α_{1i} stellen konstante Einkommenselastizitäten dar. Man kann jedoch zeigen, dass sich (10) nur dann mit der Summationsbedingung vereinbaren lässt, wenn alle n Güter eine Einkommenselastizität von 1 aufweisen, dies ist der wenig realistische Fall homothetischer Präferenzen, vgl. dazu ausführlich Deaton und Muellbauer (1980b), S. 17f.

III. Äquivalenzskalen

Die folgenden Abschnitte geben eine kurze Einführung in die Ermittlung und Anwendung von Äquivalenzskalen. Die Darstellung ist dabei stets auf den weiteren Gang der Untersuchung ausgerichtet, wodurch bestimmte Gesichtspunkte in den Vordergrund rücken, während andere, insbesondere anwendungsbezogene Aspekte, eher knapp abgehandelt werden. Für eine umfassende Darstellung und ausführliche Diskussion sowohl der hier beschriebenen als auch weiterer grundlegender Aspekte der Bestimmung und Anwendung von Äquivalenzskalen sei insbesondere auf den ersten Teil der Monographie von Faik (1995) verwiesen.

1. Definition und Anwendung

Äquivalenzskalen dienen dazu, die Lebenshaltung von Haushalten verschiedener Zusammensetzung vergleichbar zu machen. Einkommensvariablen wie z. B. das Haushaltsnettoeinkommen sind zu diesem Zweck wenig geeignet, wenn man unterstellt, dass größere Haushaltsgemeinschaften bzgl. des Verbrauchs Größenvorteile beispielsweise durch die gemeinsame Nutzung von Gütern aufweisen und dass der Bedarf von Kindern geringer ist als der von erwachsenen Haushaltsmitgliedern.

Eine Äquivalenzskala gibt das Verhältnis der Verbrauchsausgaben eines Haushalts beliebiger Zusammensetzung zu den Ausgaben des sogenannten Referenzhaushalts an, wenn beide Haushalte dieselbe Wohlfahrt bzw. Lebenshaltung aufweisen. Für gewöhnlich wird als Referenzhaushalt ein alleinlebender Erwachsener gewählt. Ein Skalenwert von 1,6 für ein kinderloses Ehepaar in Bezug auf diesen Referenzhaushalt bedeutet dann, dass das Ehepaar die 1,6-fachen Ausgaben des Alleinlebenden tätigen muss, um dem Ein-Personen-Haushalt in der Lebenshaltung gleichgestellt zu sein. Vermindert man den Skalenwert um 1, so gibt 0,6 das sog. Personengewicht

des zweiten Erwachsenen im Haushalt an. Die Differenz dieses Personengewichts zu 1 kann als Maß für die Größenvorteile des Haushalts bzgl. des Verbrauchs interpretiert werden. Zwei extreme Positionen sind denkbar: Ein Personengewicht von 1 bzw. eine Äquivalenzskala von 2 unterstellt, dass dem Ehepaar keinerlei Größenvorteile durch gemeinsames Wirtschaften entstehen, und ein Personengewicht von 0 bzw. ein Skalenwert von 1 bedeutet umgekehrt, dass die Größenvorteile so bedeutend sind, dass der Zweipersonenhaushalt auch ohne zusätzlichen Verbrauch gleich gut gestellt ist wie der Alleinlebende. Die erstgenannte Skala wird als Pro-Kopf-Skala, die zweitgenannte als Pro-Haushalt-Skala bezeichnet.

Um widerspruchsfrei zu sein, sollten Äquivalenzskalen bestimmte Kohärenzgrundsätze erfüllen, von denen drei hervorzuheben sind:⁶

- **Plausibilität** der Skala bedeutet, dass die Skala zwischen der Pro-Haushalts- und der Pro-Kopf-Skala liegt,
- **Monotonie** der Skala heißt, dass die Skalenwerte mit zunehmender Haushaltsgröße nicht abnehmen und
- **Verknüpfbarkeit** der Skalen erfordert, dass beispielsweise die Skala des Ehepaars mit einem Kind in Bezug auf den Ein-Personen-Haushalt gerade dem Produkt der Skalen des kinderlosen Ehepaars in Bezug auf den Alleinlebenden und der Skala des Ehepaars mit einem Kind in Bezug auf das kinderlose Ehepaar entspricht.

Tabelle 1 enthält eine Auflistung von Skalen, die in der praktischen Wohlfahrtsanalyse gebräuchlich sind. Die Sozialhilfesskala nimmt darin eine Sonderstellung ein: Sie spiegelt die Staffelung der Regelsätze der Laufenden Hilfe zum Lebensunterhalt im deutschen Sozialhilfesystem wider und bezieht sich damit explizit nicht auf den Gesamtverbrauch des Haushalts, sondern nur auf Aufwendungen für Güter des sogenannten „Regelsatzrelevanten Privaten Verbrauchs“ (RPV). Dieser umfasst die Gütergruppen „Ernährung“, „Hauswirtschaftlicher Bedarf“ und „Persönliche Bedürfnisse“, eine detaillierte Auflistung der enthaltenen Güter findet sich in Deutscher Verein für öffentliche und private Fürsorge (1989), S. 31f. Die Regelsätze der Sozialhilfe sollen als pauschalisierte Zahlungen Aufwendungen für den RPV abdecken und dem Empfängerhaushalt ein soziokulturelles Existenzminimum gewährleisten. Mietausgaben sowie andere, nicht im RPV erfasste Aufwendungen werden im deutschen Sozialhilfesystem durch

⁶ Vgl. *Faik* (1995), S. 44f. und die dort zitierte Literatur für eine weitergehende Diskussion von Kohärenzgrundsätzen.

Tabelle 1
Alternative institutionelle Äquivalenzskalen

Haushaltstyp	Skala	Pro-Haushalt-Skala	OECD ^(a) (neu)	OECD ^(a) (alt)	Deutsches Sozialhilfesystem modifiziert	Pro-Kopf-Skala
	Quelle		Hagenars et al. (1994)	OECD (1982)	Faik (1997) ^(b)	§2 RVO ^(c)
A0: Alleinlebend		1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
P0: Ehepaar ohne Kinder		1,00	1,50	1,70	1,70	2,00
P1: Ehepaar, 1 Kind		1,00	1,80	2,20	2,30	3,00
P2: Ehepaar, 2 Kinder		1,00	2,10	2,70	2,90	4,00

(a) Alter der Kinder: 0-14 Jahre.
(b) Die angegebenen Werte beziehen sich auf ein Alter der Kinder von 7-17 Jahren. Vgl. Faik (1997), Übersicht 2, S. 35.
(c) §2 Regelsatzverordnung vom 7.10.1991. Die angegebenen Werte beziehen sich auf ein Alter der Kinder von 7-13 Jahren.
Eine ausführliche Darstellung findet sich auch in Faik (1995), S. 57, Tab. I.1.

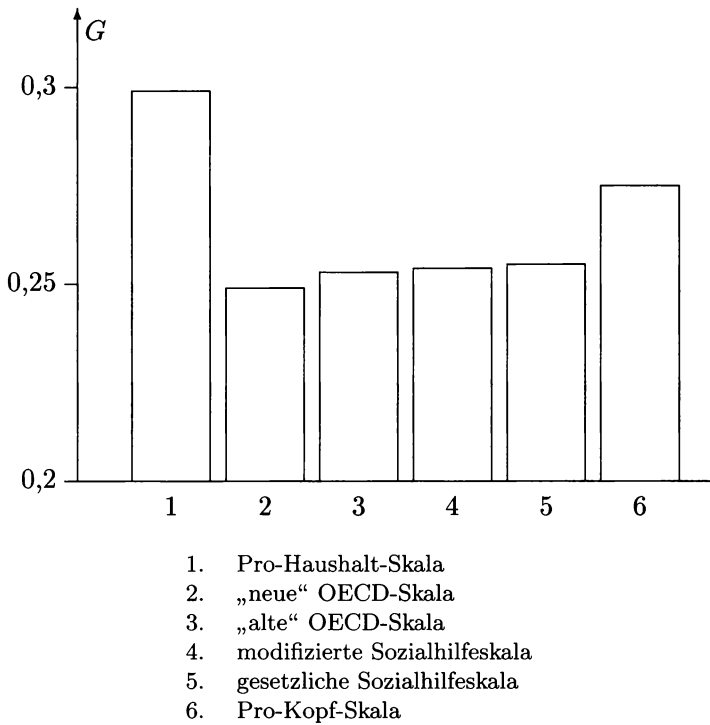
gesonderte Zahlungen berücksichtigt. Insbesondere bei den Wohnausgaben sind jedoch deutliche Größenvorteile zu vermuten, so dass die Sozialhilfeskala tendenziell hohe und beispielsweise mit den in Tabelle 1 angegebenen OECD-Skalen schlecht vergleichbare Werte liefert. Faik (1997) hat deshalb in einer empirischen Studie die Sozialhilfeskala um Wohnausgaben modifiziert.

Das Beispiel der Sozialhilfeskala zeigt, dass Äquivalenzskalen einerseits dazu verwendet werden können, die Staffelung staatlicher Transferleistungen an Haushalte unterschiedlicher demographischer Zusammensetzung festzulegen. Umgekehrt impliziert jede Staffelung von Leistungen an Haushalte, die dem Grundsatz der Gleichbehandlung folgt, eine spezifische Äquivalenzskala. Faik (1995), S. 58ff, berechnet beispielhaft Skalenwerte, die aus den Hinterbliebenenregelungen im Sozialversicherungsrecht und aus den Bestimmungen zur Wohngeldgewährung resultieren.

Andererseits dienen Äquivalenzskalen dazu, Einkommen von Haushalten unterschiedlichen Profils vergleichbar zu machen. So müsste im o. g. Beispiel das Einkommen des Zweipersonenhaushalts durch den Skalenwert 1,6 dividiert werden, um mit dem Einkommen des Ein-Personen-Haushalts vergleichbar zu sein. Das umgerechnete bzw. skalierte Einkommen wird auch als „Äquivalenzeinkommen“ bezeichnet. In Analysen zur Einkommensverteilung erscheint eine solche Transformation der beobachteten Haushaltseinkommen angeraten. Je nach verwendeter Skala ergeben sich unterschiedliche Maßzahlen der Verteilung der äquivalenten Einkommen. Abbildung 2 enthält die Gini-Koeffizienten der Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen in der Bundesrepublik im Jahr 1988, die mit den in Tabelle 1 angegebenen Skalen in Äquivalenzeinkommen transformiert wurden. In diesem Beispiel hat die Skalierung eine deutliche Wirkung; die Wahl der Skala erscheint demgegenüber zweitrangig, sieht man von der Pro-Kopf-Skala ab.

2. Ermittlung von Äquivalenzskalen

Die Ansätze zur Bestimmung von Äquivalenzskalen lassen sich unterteilen in verbrauchsorientierte, expertenbasierte und subjektive Ansätze. Für eine ausführliche Diskussion dieser Ansätze sei wiederum auf Faik (1995), S. 45ff. verwiesen. Der folgende Überblick orientiert sich am Ziel der weiteren Untersuchung, der Schwerpunkt liegt somit auf der Vorstellung verbrauchsorientierter Ansätze.



Quelle: vgl. FAIK (1997), S. 37, Abb.1. Datengrundlage: EVS 1988.
Zu den Skalen siehe auch Tabelle 1.

Abbildung 2: Gini-Koeffizienten der Verteilung des
Nettoäquivalenzeinkommens in der Bundesrepublik im Jahr 1988 bei
Zugrundelegung alternativer Äquivalenzskalen

a) Verbrauchsorientierte Äquivalenzskalen

Historisch ist die Ableitung von Äquivalenzskalen untrennbar mit dem Namen Ernst Engel verbunden, der im 19. Jahrhundert die Verbrauchsausgaben belgischer Arbeiterhaushalte untersuchte (Engel (1857)). Engel zieht als Wohlfahrtsindikator den Anteil der Haushaltsausgaben heran, der für Nahrungsmittel aufgewendet wird. Er postuliert, zwei Haushalte unterschiedlicher Zusammensetzung seien gleich gut gestellt, wenn sie den gleichen Budgetanteil für Nahrungsmittel aufweisen. Die Ableitung der zugehörigen Äquivalenzskalen ist schematisch in Abbildung 3 dargestellt. Um eine doppelte Verwendung des Subskripts n zu vermeiden, und da die Engel-Methode häufig nicht auf Nahrung, sondern auf eine Grup-

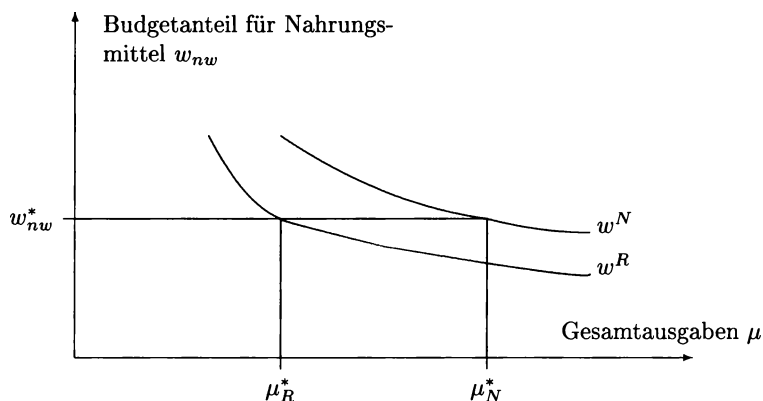


Abbildung 3: Schematische Darstellung der „Engel-Methode“ zur Berechnung von Äquivalenzskalen

pe von „Notwendigkeitsgütern“ ausgedehnt wird, ist der Budgetanteil für Nahrungsmittel mit w_{nw} bezeichnet. Die Kurven w^R und w^N geben den Ausgabenanteil der Referenzhaushalts und des Nichtreferenzhaushalts für Nahrungsmittel wieder. Den Budgetanteil w_{nw}^* realisiert der Referenzhaushalt bei einem Einkommen μ_R^* und der Nichtreferenzhaushalt bei μ_N^* . Die Äquivalenzskala der beiden Haushalte lautet damit μ_N^*/μ_R^* .

Die Engel-Methode beruht auf zwei empirischen Gesetzmäßigkeiten und einer Behauptung (vgl. Deaton (1997), S. 254.). Zunächst ist es „Engels Gesetz“, nach dem der Budgetanteil für Nahrungsmittel mit zunehmendem Einkommen abnimmt. Dies gilt für Haushalte beliebiger Zusammensetzung. Eine zeitgenössische Darstellung ist in Abb. 4 wiedergegeben. Die zweite Regelmäßigkeit bezieht sich auf die in Haushaltsbudgeterhebungen typische Beobachtung, dass Haushalte mit zunehmender Zahl von Haushaltsmitgliedern, insbesondere mit zunehmender Zahl von Kindern, bei gleichem Einkommen einen steigenden Budgetanteil für Nahrungsmittel aufweisen (für die EVS 1993 ist dieser Sachverhalt in Abbildung 9, S. 58 aufgezeigt).

Für einen einzelnen Haushaltstyp indiziert ein niedrigerer Budgetanteil für Nahrungsmittel im Mittel ein höheres Einkommen und eine höhere Lebenshaltung. Engels Behauptung, dass der Budgetanteil für Nahrung auch über Haushalte unterschiedlicher Zusammensetzung hinweg als Wohlfahrtsindikator verwendet werden kann, ist jedoch eine rein normative Festlegung. Auch wenn eine zunehmende Kinderzahl im Haushalt – hält man alle übrigen Einflussgrößen konstant – auf den Budgetanteil für Nahrungs-

Umstände eigener Art veranlassten uns bald nach Erscheinen dieser Werke, dieselben gründlich zu studiren und namentlich darauf hinzu untersuchen, ob und welchen Einfluss der Beruf oder das Gewerbe einerseits, und der Verdienst andererseits auf die Art und Menge der Consumtion äussern. Dies führte uns zunächst zur Entdeckung folgenden mathematischen Gesetzes in Bezug auf die Nahrung:

Wenn das gesammte jährliche Einkommen einer Familie beträgt		so nehmen die Ausgaben für Nahrung davon in Anspruch	Wenn das gesammte jährliche Einkommen einer Familie beträgt		so nehmen die Ausgaben für Nahrung davon in Anspruch
Fr.	./.	Procent	Fr.	./.	Procent
200 =	160	72,96	1 700 =	1 360	59,79
300 =	240	71,48	1 800 =	1 440	59,37
400 =	320	70,11	1 900 =	1 520	58,99
500 =	400	68,85	2 000 =	1 600	58,65
600 =	480	67,70	2 100 =	1 680	58,35
700 =	560	66,65	2 200 =	1 760	58,08
800 =	640	65,69	2 300 =	1 840	57,84
900 =	720	64,81	2 400 =	1 920	57,63
1 000 =	800	64,00	2 500 =	2 000	57,45
1 100 =	880	63,25	2 600 =	2 080	57,30
1 200 =	960	62,55	2 700 =	2 160	57,17
1 300 =	1 040	61,90	2 800 =	2 240	57,06
1 400 =	1 120	61,30	2 900 =	2 320	56,97
1 500 =	1 200	60,75	3 000 =	2 400	56,90
1 600 =	1 280	60,25			

Aber nicht genug damit. Die Untersuchung der verschiedenen Budgets oder Haushalt-Rechnungen ergab nicht blos, dass, je geringer die Einnahmen sind, ein desto grösserer Procentsatz für Nahrung aufgewendet werden muss, sondern auch, dass die Nahrung obendrein sich verschlechtert; sie ergab ferner, dass, je geringer die Einnahmen, einen desto grösseren Procentsatz hiervon überhaupt die physische Erhaltung in Anspruch nimmt und ein um so kleinerer für die Geistespflege, die Seelsorge, den Rechtsschutz, die Vor- und Fürsorge u. s. w. übrig bleibt.

Quelle: Ernst Engel: „Das Rechnungsbuch der Hausfrau und seine Bedeutung im Wirthschaftsleben der Nation.“ Zeitschrift des Königlich Preussischen Statistischen Bureaus 1881, S. 379-390, hier: S. 387. Wieder abgedruckt in: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Wirtschaft und Statistik 8/2000, S. 613-624, hier: S. 621.

Abbildung 4: Faksimile einer zeitgenössischen Darstellung des „Engelschen Gesetzes“

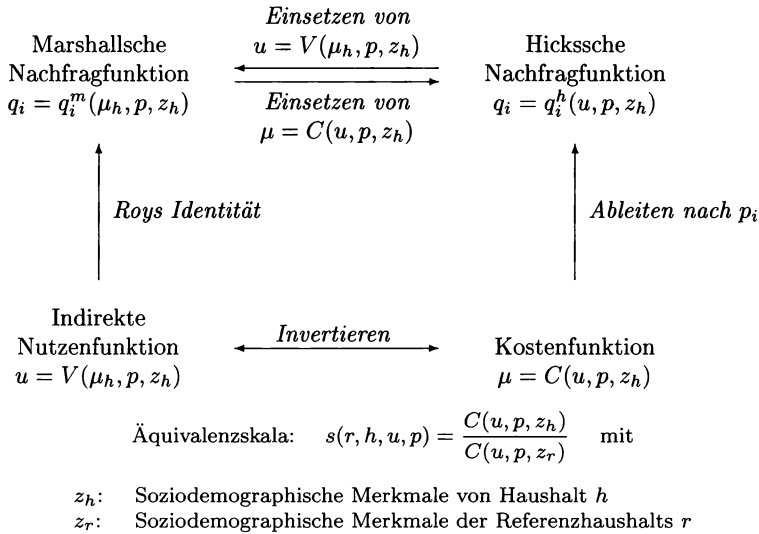
mittel in die gleiche Richtung wirkt wie eine Reduktion im Einkommen, stellt die Verwendung dieses Budgetanteils als Wohlfahrtsmaß keineswegs eine unausweichliche Konsequenz aus dieser Beobachtung dar. Deaton (1997), S. 254ff., diskutiert diesen Punkt eingehend und liefert eine fundamentale Kritik der Engel-Methode zur Bestimmung von Äquivalenzskalen. Diese soll hier nicht vertieft werden. Es bleibt jedoch darauf hinzuweisen, dass die „Engelskalen“ sich dadurch auszeichnen, dass sie nicht mit den Preisen variieren (zumindest nicht mit dem Preis des betrachteten Aggregats „Nahrung“). Wie unrealistisch die Konsequenzen dieser Annahme sind, wird in Kapitel C.III. ausführlich diskutiert.

Da das „Engelsche Gesetz“ sich in empirischen Budgetstudien regelmäßig beobachten lässt, die der Engel-Methode zugrundeliegende Argumentation zunächst plausibel sowie nahezu wertfrei erscheint und infolge der mathematischen Einfachheit des Konzepts erfreut sich die Ableitung von Äquivalenzskalen nach der Engel-Methode auch heute, nahezu 150 Jahre nach Engels grundlegenden Arbeiten, noch großer Beliebtheit (z. B. Betti (1999)). Gleichzeitig erfolgte in den letzten Jahren eine systematische Einbettung des Engel-Ansatzes in die neoklassische Nachfragetheorie (z. B. Browning (1992)). Die allgemeine Spezifikation von Äquivalenzskalen in diesem Modellrahmen wird im Folgenden näher erläutert und wird in Kapitel C. wieder aufgegriffen.

Identifiziert man die „Wohlfahrt“ bzw. die „Lebenshaltung“ eines Haushalts mit seinem „Nutzniveau“ im Sinne der neoklassischen Nachfrage-theorie, so ist der Weg zur Ableitung von Äquivalenzskalen vorgegeben: Die indirekte Nutzenfunktion gibt an, welchen Nutzen der Haushalt bei Gesamtausgaben in Höhe von μ und gegebenen Preisen p erzielen kann. Löst man diesen Zusammenhang nach μ auf, so erhält man die Kostenfunktion $\mu = C(u, p)$ des Haushalts. Sie gibt bei gegebenen Preisen die Ausgaben an, die mindestens notwendig sind, um das Nutzenniveau u zu erreichen. Erweitert man die Kostenfunktion um den Einfluss soziodemographischer Haushaltsmerkmale z_h und bezeichnet die Merkmale des Referenzhaushalts mit z_R , so ist die Äquivalenzskala definiert als Quotient der Kosten beider Haushalte, vgl. Abbildung 5.

Die so definierte Skala ist grundsätzlich vom Nutzenniveau u abhängig, woraus infolge der Zulässigkeit streng monoton steigender Transformationen der Nutzenfunktion das bereits in der Einleitung erwähnte Identifikationsproblem bezüglich der Skalen resultiert.

Wegen der Popularität des Linearen Ausgabensystems in empirischen Studien für die Bundesrepublik und als Basis zur Argumentation im Zusammenhang mit Abbildung 6 soll bereits an dieser Stelle – den Kapiteln



Zur übrigen Notation vgl. Abbildung 1. Die Darstellung ist angelehnt an Deaton und Muellbauer (1980b), Fig. 2.10., S. 41. Vgl. auch Hansen (1993), S. 286.

Abbildung 5: Indirekter Nutzen, Kosten und Äquivalenzskalen

C. und E. vorgreifend – umrissen werden, wie das Identifikationsproblem im LES gelöst wird:

Die Klein-Rubin-Nutzenfunktion (2) konvergiert bei $q_k \rightarrow b_k$ für alle $k = 1, \dots, n$ bzw. $\sum_k p_k b_k \rightarrow \mu$ gegen eine untere Schranke. Diese Eigenschaft gilt auch für beliebige streng monoton steigende Transformationen von u . Die Summe der Mindestausgaben, $\sum_k p_k b_k$, kann daher als (invariantes) „Existenzminimum“ aufgefasst werden, und der Quotient dieser Mindestausgaben für verschiedene Haushaltstypen als Äquivalenzskala bei niedriger Wohlfahrt bzw. minimaler Lebenshaltung. Formal belegt dies die Kostenfunktion des LES (vgl. z. B. Hansen (1993), S. 288)

$$(11) \quad c = \sum_{k=1}^n p_k b_k + u \prod_{k=1}^n (p_k / a_k)^{a_k} \quad ,$$

in der die Summe der Mindestausgaben nutzenunabhängige „Fixkosten“ darstellen. Die Identifikationsproblematik wird also dadurch umgangen, dass Äquivalenzskalen nur für ein (extremes, singuläres) Nutzenniveau bestimmt werden.

Die schematische Darstellung in Abbildung 5 enthält mit den sog. Hickschen Nachfragen $q_i^h(u, \cdot)$ ein Konstrukt, das ebenfalls in direktem Zusammenhang mit Wohlfahrtsvergleichen steht: Die Hicks-Nachfragefunktionen messen den Verbrauch bei gegebenem Nutzenniveau u . Mit ihrer Hilfe lässt sich analysieren, wie der Haushalt auf Preisänderungen reagiert, wenn sein Nutzenniveau (durch kompensierende Einkommenstransfers) unverändert bleibt. Auf diese kompensierten Nachfrageeffekte beziehen sich die bereits in Abschnitt A.II. vorgestellte und verbal beschriebene Negativitäts- und die Symmetriebedingung. Die formale Definition sei hier nachgetragen: Im Nutzenmaximum stimmen Ausgaben und Einkommen überein, d. h. es gelten sowohl die Kostenfunktion als auch die Kostendefinition $\mu = c = \sum_k q_k p_k$. Die Hicksschen Nachfragen entsprechen damit den Ableitungen der Kostenfunktion nach den Preisen: $q_i^h(\cdot) = \partial C(\cdot) / \partial p_i$. Die Preisreaktionen der Hicksnachfragen, $\partial q_i^h(\cdot) / \partial p_j$, stellen demnach zweite Ableitungen der Kostenfunktion dar und sind dann – gemäß des Theorems von Schwartz – symmetrisch. Diese kompensierten Preiseffekte lassen sich zusammenfassen in der sog. Slutsky-Matrix der zweiten Ableitungen der Kostenfunktion,

$$(12) \quad S \quad \text{mit dem typischen Element } s_{ij} = \frac{\partial C(u, p)}{\partial p_i \cdot \partial p_j}$$

Die Symmetrie-Eigenschaft wird häufig auch als Slutsky-Symmetrie bezeichnet, ihre Implikationen werden ausführlich in Abschnitt B.III. untersucht. Die Negativitätsbedingung bezieht sich auf die negative Semidefinitheit der Slutsky-Matrix S . Notwendige Bedingung dafür sind negative kompensierte Eigenpreiseffekte, d. h. $s_{ii} \leq 0$ für alle $i = 1, \dots, n$. Eine Überprüfung dieser Eigenschaft erfolgt im Rahmen der Analyse quadratischer Ausgabensysteme in Kapitel E.

b) Expertenbasierte Äquivalenzskalen

Expertenbasierte Skalen beruhen auf der Meinung von Sachverständigen hinsichtlich der wohlfahrtsäquivalenten Einkommensrelationen zweier Haushalte. Die Methode wird zumeist in Bezug auf den existenznotwendigen Bedarf von Haushalten unterschiedlicher Zusammensetzung angewendet. Historische Wurzeln liegen in der ernährungswissenschaftlichen Bestimmung eines Mindestbedarfs an Nahrung bzw. eines existenznotwendigen Kalorienbedarfs. Die Ausweitung auf ein breiteres Spektrum an – in einem soziokulturellen, nicht notwendigerweise physischen Sinne – „existenznotwendigen“ Gütern führt in der Regel zur Zusammenstel-

lung entsprechender Warenkörbe durch die Sachverständigen. Die Relation der in Geldeinheiten bewerteten, Haushalten unterschiedlicher Zusammensetzung gleiche Wohlfahrt stiftenden Warenkörbe stellt dann eine Äquivalenzskala dar.

In der Bundesrepublik wurden die Regelsätze der Sozialhilfe bis 1990 im wesentlichen auf Basis von durch Expertenmeinungen festgelegten Mindestbedarfen festgelegt. Dieses sogenannte „Warenkorbmodell“ wurde ab 1990 durch das „Statistikmodell“ (Deutscher Verein für öffentliche und private Fürsorge (1989)) abgelöst.

c) Subjektive Äquivalenzskalen

Subjektive Skalen ergeben sich, wenn Individuen direkt nach Einschätzungen bezüglich der eigenen Wohlfahrt oder gesellschaftlicher Wohlfahrtsabgrenzungen befragt werden. Typischerweise werden die Probanden nach dem eigenen Einkommen und einer vorgegebenen, ordinalskalierten Selbsteinschätzung ihrer sozioökonomischen Lage gefragt (vgl. z. B. van Praag (1994)). Die Selbsteinschätzungen werden dann in eine intervallskalierte Nutzenskala transformiert und aus der Zuordnung des Einkommens und des implizierten Nutzenwertes lassen sich Äquivalenzrelationen für Haushalte unterschiedlicher Zusammensetzung konstruieren. Ein Problem der Methode liegt darin, dass die Einschätzungen der Befragten i. d. R. systematisch mit dem eigenem Einkommensniveau variieren und bei der Ableitung von Äquivalenzskalen dieser Effekt bereinigt werden muss, vgl. dazu Faik (1995), S. 48ff., und die dort zitierte Literatur.

Abschließend sind in Tabelle 2 zu jeder der drei genannten Methoden Skalenwerte für die in Tabelle 1 definierten Haushaltstypen A0, P0, P1 und P2 aus neueren empirischen Untersuchungen für die Bundesrepublik einander gegenübergestellt. Charlier (1997) wertet Angaben zur Einkommenszufriedenheit aus mehreren Wellen des sozioökonomischen Panels aus. Missong und Stryck (1998) ermitteln auf Basis der EVS 1988 Mindestausgaben im Rahmen (erweiterter) Linearer Ausgabensysteme bzw. Relationen der Mindestausgaben für verschiedene Haushaltstypen. Schmidt und Schröder (1999) befragen unsystematisch ausgewählte Personen unmittelbar bezüglich wohlfahrtsäquivalenter Einkommen für eine Vielzahl unterschiedlicher Haushaltskompositionen und Referenzeinkommen. Die resultierenden Skalen sind grundsätzlich subjektiv. Da sich die Einschätzungen jedoch nicht auf die eigene Situation oder die Perzeption allgemeiner gesellschaftlicher Wohlfahrtsschwellen beziehen, sondern die Probanden explizit auch Einkommenslagen und Haushaltszusammensetzungen beurteilen

Tabelle 2
**Geschätzte Äquivalenzskalen für die Bundesrepublik bei
Verwendung unterschiedlicher Skalenkonzepte**

Konzept:	Subjektiv	Ausgaben- analytisch	Expertenbasiert/ Subjektiv
Quelle:	Charlier (1997) ^a Tab. 7, S. 32	Missong und Stryck (1998) ^b Tab. 3, S. 583	Schröder und Schmidt (1999) ^c Tab. 2, S. 6
A0	1,00	1,00	1,00
P0	1,50	1,57	1,75
P1	1,84	1,84	2,27
P2	2,07	1,96	2,73

^a Alter der Kinder: 6 Jahre bei P1, 6 und 12 Jahre bei P2. Keine Einkommensbeschränkung. ^b Alter der Kinder: 7 bis 12 Jahre. Existenznotwendiges Einkommensniveau. ^c Keine Altersgliederung der Kinder. Geringes Einkommensniveau (Monatliches Nettoeinkommen von DM 1000 bei A0).

sollen, die sie nicht notwendigerweise aus eigener, subjektiver Erfahrung kennen, ist diesen Skalen in Tabelle 2 auch das Attribut „expertenbasiert“ zugewiesen. Wie zu erwarten, liefern unterschiedliche methodische Ansätze auch unterschiedliche Skalenwerte. Erstaunlich ist daher die relativ enge Übereinstimmung der Skalen in Charlier (1997) und Missong und Stryck (1998).

**3. Normative Elemente, Zirkelschlüsse und Besonderheiten
der deutschen Sozialhilfeskala**

Die Ableitung von Äquivalenzskalen erfordert stets auch normative Vorgaben. Im Fall der expertenbasierten Skalen muss beispielsweise vorausgesetzt werden, dass die Experten zu einer validen Beurteilung der Wohlfahrt verschiedener Haushalte in der Lage sind. Im Fall subjektiver Skalen ist es insbesondere die Kardinalisierung ordinalskalierten (Selbst-)Einschätzungen und die Wahl eines Verfahrens zur Bereinigung einer möglichen, durch die eigene Einkommenssituation bestimmten Verzerrung in den Antworten der Befragten. Die ausgabenanalytischen Verfahren orientieren sich zwar an offenbarten Präferenzen und fußen damit wohl am ehesten auf einer objektiven Datengrundlage, zur Auswertung dieser Daten mit dem Ziel eines Wohlfahrtsvergleichs sind hier jedoch ebenfalls normative Prämissen, wie z. B. die Unterstellung einer gemeinsamen Nutzenfunktion für die betrachteten Haushalte vonnöten.

Darüber hinaus erfordert die ausgabenanalytische Bestimmung von Äquivalenzskalen häufig numerische Vorgaben, die letztlich auch die resultierenden Äquivalenzrelationen maßgeblich bestimmen können. Ein in der Literatur häufig zitiertes Beispiel ist die Debatte um die sog. McClements-Skala (McClements (1977)), die aufgrund des gewählten Skalenmodells zunächst die Vorgabe von Skalenwerten erfordert. Auf Basis dieser „Eingangsskala“ berechnete McClements anhand des britischen „Family Expenditure Survey“ von 1971 und 1972 neue Skalenwerte, die sich jedoch kaum von den ursprünglichen Werten unterschieden. Dennoch wurde von der McClements-Skala in zahlreichen sozialpolitischen Analysen Gebrauch gemacht. Eine ausführliche Darstellung des Verfahrens und der Debatte um die McClements-Skala findet sich beispielsweise in Banks und Johnson (1994). Dort sind auch die ursprünglichen und die resultierenden Skalenwerte reproduziert.

Die Gefahr eines solchen Zirkelschlusses wohnt auch der Ableitung der Regelsätze in der deutschen Sozialhilfe inne. Das Verfahren zur Berechnung der Eckregelsätze wechselte im Jahr 1990: Das expertenbasierte „Warenkorbmodell“ wurde vom ausgabengestützten „Statistikmodell“ abgelöst. Während die Zusammenstellung des „existenzsichernden“ Warenkorbs auf einem idealtypischen Bedarfsschema basierte, orientiert sich das Statistikmodell am beobachteten Verbrauch von Beziehern niedriger Einkommen und scheint so eine objektivere Basis zu besitzen als sein Vorgänger.

Das Statistikmodell ist in Deutscher Verein für öffentliche und private Fürsorge (1989) ausführlich beschrieben und soll hier nur in seinen Grundzügen erläutert werden, vgl. dazu auch Abbildung 6a). Als existenznotwendige Ausgaben für die Güter des Regelsatzrelevanten Privaten Verbrauchs (RPV, s. o.) werden die mittleren Ausgaben $\bar{x}_{RPV}$ erachtet, die für den betrachteten Haushaltstyp in einem Intervall geringen Einkommens, der sogenannten Referenzgruppenspanne $\mathcal{R}$. Für Haushalte unterschiedlicher Zusammensetzung werden unterschiedliche Referenzgruppenspannen festgelegt, die Relationen der mittleren beobachteten RPV-Ausgaben der Haushalte in den Referenzgruppenspannen stellen Äquivalenzrelationen dar. Die Wahl der Referenzgruppenspannen ist offensichtlich von großer Bedeutung für die Ermittlung der Ausgaben $\bar{x}_{RPV}(\mathcal{R})$. Die Festlegung der Referenzgruppenspannen geschieht mit Rückgriff auf das Warenkorbmodell: Aus diesem wird das existenznotwendige Einkommen für den jeweiligen Haushaltstyp übernommen, die sog. Sozialhilfeschwelle μ^s , und die Grenzen der Referenzgruppenspanne liegen um bestimmte prozentuale Beträge über der Sozialhilfeschwelle. Die (normative) Festlegung der Referenzgruppenspannen bestimmt wesentlich die Äquivalenzrelationen des Statistikmodells, vgl. die Gegenüberstellung in Tabelle 3.

Ein ähnlicher Effekt ergibt sich, wenn anstelle der Berechnung mittlerer Ausgaben von Haushalten mit geringem Einkommen eine Engelbeziehung für die RPV-Ausgaben auf Basis der Beobachtungen aller Haushalte geschätzt wird, und als notwendige RPV-Ausgaben der Schätzwert bei einem – wiederum normativ festzulegenden – Mindesteinkommen angesetzt wird.

Missong und Thiele (1999) benutzen dieses Verfahren, indem Sie auf Basis der Daten der EVS 1993 quadratische Engelkurven für die RPV-Ausgaben schätzen und für den Referenzhaushalt ein bestimmtes Quantil $\mu_{(q)}$ der Einkommensverteilung für diesen Haushaltstyp als Mindesteinkommen festlegen.

Die zugehörigen RPV-Ausgaben sind in Abbildung 6c) mit $x_{RPV}(\mu_{(q)})$ bezeichnet. Die existenznotwendigen Einkommen für die übrigen Haushaltstypen ermitteln Missong und Thiele, indem sie auf $\mu_{(q)}$ eine in Anlehnung an OECD (1994) konstruierte Skala anwenden. Auch hier liegen diese Eingangsskala und die resultierenden Relationen für die RPV-Ausgaben dicht beieinander, vgl. Tabelle 3.

Tabelle 3

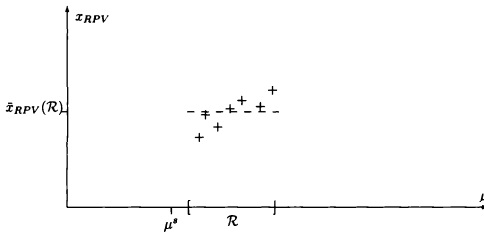
**Eingangsskalen und resultierende Skalen bei der
ausgabenanalytischen Bestimmung von Relationen für den
Regelsatzrelevanten Privaten Verbrauch**

	„Differenzmethode“ des Deutschen Vereins für öffentliche und private Fürsorge (DV) (1989)		„Budgetanteilmethode“ in Missong und Thiele (MT) (1999)	
	Eingangs- skala	resultierende Skala	Eingangs- skala	resultierende Skala
	DV (1989), S. 13f. ^a	DV (1989), S. 15f. ^b	MT (1999), S. 84 ^c	MT (1999), S. 85 ^b
A0	1,00	1,00	1,00	1,00
P0	1,81	1,83	1,50	1,48
P1	2,24	2,44	1,88	1,82
P2	–	–	2,18	1,96

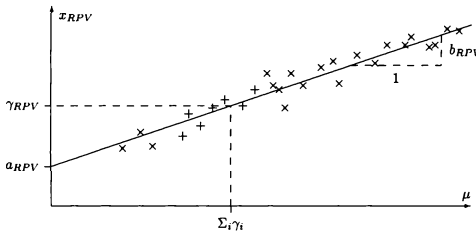
^a Relation der Mitten der betrachteten Referenzgruppenspannen. Alter des Kindes: 7-14 Jahre. Keine direkte Untersuchung von Paaren mit zwei Kindern.

^b Ausgabenskalen für den Regelsatzrelevanten Privaten Verbrauch ohne Aufwendungen für Haushaltsenergie.

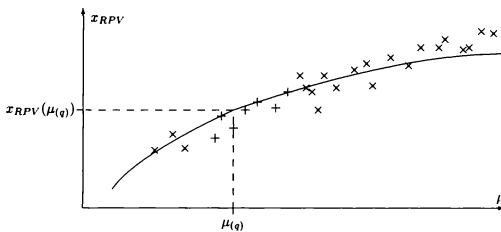
^c Skala konstruiert in Anlehnung an OECD (1994), S. 8. Alter der Kinder: 7-12 Jahre.



- a) „Statistikmodell“ des Deutschen Vereins für öffentliche und Private Fürsorge (1989)



- b) Bestimmung von „Mindestausgaben“ anhand Linearer Ausgabensysteme



- c) „Engelkurven-Methode“ in Missong und Thiele (1999), S. 75ff.

RPV : Regelsatzrelevanter Privater Verbrauch, x : Ausgaben, μ : Einkommen, μ^s : Sozialhilfeschwelle, $\mathcal{R}$: Referenzgruppenspanne, γ Mindestausgaben im Linearen Ausgabensystem, a , b : Geradenparameter, $\mu_{(q)}$: Quantil der Einkommensverteilung.

Quelle: Vgl. Missong und Thiele (1999), Abbildung 2.5, S. 23

Abbildung 6: Alternative Ansätze zur Ermittlung existenznotwendiger Ausgaben für den Regelsatzrelevanten Privaten Verbrauch

Die Ermittlung der RPV-Ausgaben mit Hilfe des Linearen Ausgabensystems ist in Abbildung 6b) skizziert. Dabei bezeichnet $\gamma_i = p_i b_i$ die Mindestausgaben für die i -te Gütergruppe, vgl. auch (3). Da das Mindesteinkommen, $\sum_i \gamma_i$, im LES modellendogen bestimmt wird, ist die Gefahr eines Zirkelschlusses der oben beschriebenen Art bei dieser Methode nicht gegeben. Allerdings muss die Unterstellung der Klein-Rubin-Nutzenfunktion und, damit verbunden, die Annahme linearer Engelkurven vor dem Hintergrund der Daten der EVS kritisch beurteilt werden, wie die folgende empirische Analyse zeigt. Mit dem Quadratischen Ausgabensystem QES wird in Kapitel E. jedoch eine Verallgemeinerung des LES untersucht, die eine bessere Anpassung an die Daten erlaubt und in diesem Sinn eine verlässlichere Schätzung von Mindestausgaben erlaubt.

Der Vergleich der Graphiken in Abbildung 6 offenbart ein weiteres Charakteristikum der Ableitung der Sozialhilfeskala: In die Berechnung der mittleren RPV-Ausgaben gehen jeweils nur die Ausgaben von Haushalten in der Referenzgruppenspanne ein, es wird also – im Gegensatz zu den dargestellten alternativen Methoden – nur ein kleiner Teil der EVS-Daten berücksichtigt. Geringe Fallzahlen führen dazu, dass die mittleren RPV-Ausgaben nur für drei Haushaltstypen explizit bestimmt werden können: Für Alleinlebende, Ehepaare ohne Kinder und Ehepaare mit einem Kind (in verschiedenen Altersklassen), vgl. auch Tab. 3. Die Personengewichte für ein erwachsenes Haushaltsmitglied und ein Kind werden dann durch Differenzenbildung ermittelt. Das so ermittelte Individualgewicht für ein Kind (z. B. 0,61 gemäß Tab. 3 bzw. 0,65 in der gesetzlich festgelegten Staffelung, siehe Tab. 1 bei einem Kind im Alter von 7-13 Jahren) wird dann auf jedes im Haushalt lebende Kind angewendet, unabhängig von der Anzahl der Geschwister. Bei dieser Berechnung von Äquivalenzskalen für größere Haushaltsgemeinschaften durch Addition der Personengewichte werden mögliche zusätzliche Größenvorteile bei Eintritt eines zweiten Kindes und weiterer Kinder in den Haushalt konstruktionsbedingt ignoriert. Dieses Phänomen tritt auch bei den in Tabelle 1 angegebenen OECD-Skalen auf. Die sehr hohen Personengewichte der Kinder bei der Sozialhilfeskala führen jedoch dazu, dass die Skala für den gesamten Haushalt bei kinderreichen Familien rapide ansteigt. Dadurch kann es zu Konflikten mit dem in §22 des Bundessozialhilfegesetzes sog. „Lohnabstandsgebot“ kommen, das eine Orientierung der Höhe der Sozialhilfe auch an der Lohnentwicklung verlangt. In der Praxis ergibt sich daraus die Forderung, dass die Summe der Sozialhilfeleistungen deutlich niedriger liegen soll als das Lohneinkommen eines Arbeitnehmerhaushalts gleicher Haushaltszusammensetzung in der untersten Lohngruppe. Der verringerte Anreiz zur Arbeitssuche und zur Aufnahme einer Beschäftigung bei einem zu geringen Lohnabstand ist ein zentraler Diskussionsgegenstand der sozialpoli-

tischen Diskussion. Die quantitative Bedeutung dieses Punktes ist nicht Gegenstand der vorliegenden Arbeit, eine ausführliche Diskussion findet sich in Boss (2001). Es wird jedoch zu klären sein, inwieweit sich anhand nutzenbasierter Ansätze empirische Größenvorteile von Familien mit mehr als einem Kind nachweisen lassen. Abbildung 6 verdeutlicht bereits, dass mangelnde Fallzahlen bei der Analyse von Nachfragesystemen einer expliziten Betrachtung der Familien mit mehreren Kindern nicht entgegenstehen: Durch die Unterstellung einer gemeinsamen Nutzenfunktion können die Verbrauchsdaten aller Haushalte, d. h. unabhängig vom Einkommensniveau im Zuge der ökonometrischen Analyse genutzt werden, auch wenn das Untersuchungsziel ein Vergleich der Lage von Haushalten mit niedriger Lebenshaltung ist.

IV. Methoden der Engelkurvenanalyse

In Abschnitt A.II. wurden geläufige parametrische Ansätze zur Ableitung und Spezifikation von Nachfragesystemen angesprochen. Die Wahl eines parametrischen Modells wird in der empirischen Forschung maßgeblich diktiert von der Qualität der für die Schätzung zur Verfügung stehenden Daten und dem Untersuchungsziel. So erscheint es wenig erfolgversprechend, bei Querschnittsdaten oder kurzen Zeitreihen, d. h. bei nur geringer beobachteter Preisvariation, flexible Funktionsformen wie das AID-System oder das Translog-System zu untersuchen, die für jeden Preis- und Kreuzpreiseffekt einen eigenen Parameter beinhalten. Steht dagegen die Analyse von Preiselastizitäten und Substitutionseffekten im Vordergrund der Untersuchung, wie z. B. bei Studien bezüglich der Wirkung von Produktsteuern oder bezüglich der optimalen Preisgestaltung in Marktanalysen, so bieten sich eben jene Ansätze mit einer großen Preisflexibilität als Modellrahmen an.

Demgegenüber steht die Philosophie, die Daten selbst „sprechen zu lassen“, d. h. zunächst ein Minimum an Struktur vorzugeben und im Laufe der empirischen Untersuchung jene Modellvariante herauszuarbeiten, die die – im Sinne eines geeigneten Kriteriums – beste Anpassung an die Beobachtungen liefert. Der zunächst rein deskriptive Ansatz kann in der Phase der Modellselektion um die Anwendung induktiver Verfahren erweitert werden, wenn nämlich die Entscheidung für ein Modell mit Hilfe statistischer Testverfahren abgesichert werden soll. Als Startpunkt in der Nachfrageforschung bietet sich eine nichtparametrische Analyse der Haushaltsbudgetdaten an. Gerade bei der Analyse von Engelkurven hat dieses Verfahren eine lange Tradition. Wie unten gezeigt wird, können schon die fundamentalen empirischen Studien von Ernst Engel im 19. Jh. als nichtparametrische Regressionsanalysen interpretiert werden.

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit bilden deskriptive nichtparametrische Glättungsverfahren den Ausgangspunkt der empirischen Analyse, vgl. Abschnitt B.I. Bei der Auswahl parametrischer Kurvenformen auf Basis nichtparametrischer Kernschätzungen in Abschnitt B.II. wird auf neuere Testverfahren zurückgegriffen und in Abschnitt D.IV. wird ein semiparametrisches Schätzverfahren zur Ermittlung von Äquivalenzskalen kritisch diskutiert. Die letztgenannten Test- und Schätzverfahren werden in den angegebenen Abschnitten jeweils ausführlich vorgestellt.

Die grundlegenden Konzepte der in B.I. verwendeten nichtparametrischen Glättungsverfahren haben in den letzten Jahren bereits Eingang in die Lehrbuchliteratur gefunden (besonders hervorzuheben ist die fundamentale Monographie von Härdle (1990)) und mit dem Programmpaket „Xplore“ existiert eine leistungsfähige, gut kommentierte Software (vgl. Härdle (1995), Härdle et al. (1999)). Zudem liegen mit Engel und Kneip (1996) und Blundell und Duncan (1998) umfassende Übersichtsartikel zur Anwendung nichtparametrischer Verfahren bei der Untersuchung von Engelkurven vor.⁷ Aus diesen Gründen unterbleibt im vorliegenden Text eine ausführliche Darstellung der in B.I. verwendeten nichtparametrischen Glättungsverfahren, im Folgenden werden lediglich die grundlegenden Probleme und die Einordnung dieser Ansätze in der Nachfrageforschung kurz beleuchtet.

1. Regressionsanalyse

Im Rahmen der Engelkurvenanalyse wird die bivariate Beziehung zwischen Haushaltseinkommen bzw. Gesamtausgaben und güterspezifischen Ausgaben untersucht. Ziel der Untersuchung ist die Bestimmung eines typischen Wertes der Ausgaben für das betrachtete Gut für einen vorgegebenen Einkommenswert, d. h. eine Regression der Güterausgaben auf das Einkommen. Bezeichnet man mit $\{Y_i, X_i\}_{i=1}^n$ einen beliebigen bivariaten Datensatz der endogenen Variable Y und der nicht notwendigerweise exogenen Variable X , so lautet die Regressionsfunktion allgemein

$$(13) \quad y_i = m(x_i) + \epsilon_i \quad ,$$

wobei für die Störgröße ϵ_i $E[\epsilon_i] = 0$, $i = 1, \dots, n$ angenommen wird. Ferner wird unterstellt, dass die Varianz der Störgröße bei gegebenem x_i

⁷ Dennoch wird die Anwendung grundlegender nichtparametrischer Analyseverfahren auf sehr traditionelle Fragestellungen der Engelkurvenanalyse selbst in jüngeren Arbeiten als „neuer Ansatz“ in der Engelkurvenanalyse bezeichnet, so z. B. in *Betti* (1999).

endlich ist: $VAR[\epsilon_i|X_i = x] = \sigma^2(x)$. Postuliert man, dass der Zusammenhang zwischen x und y einer Kurve folgt, die durch den Parametervektor θ aus dem Parameterraum Θ eindeutig festgelegt ist, so bezeichnet

$$(14) \quad y_i = m_\theta(x_i) + \epsilon_i \quad ,$$

die zugehörige parametrische Regressionsfunktion, während die allgemeinere Form(13) das nichtparametrische Modell repräsentiert.

2. Nichtparametrische Glättungsverfahren

Die nichtparametrische Regressionsfunktion kann als Glättungsverfahren interpretiert werden, bei dem $m(x_i)$ durch ein gewogenes Mittel der y -Werte modelliert wird, die zu x_i „benachbarten“ Regressorwerten x_j gehören. Allgemein lässt sich die Glättungsfunktion als Schätzer für $m(x)$ darstellen als

$$(15) \quad \hat{m}(x) = \sum_{i=1}^n \omega_i(x) y_i \quad ,$$

wobei sich die Gewichte ω_i über alle n Beobachtungen zu eins addieren. Sinnvollerweise wird dabei Beobachtungen, die nahe bei x liegen, d. h. die sich in einer „engeren Nachbarschaft“ um x befinden, ein höheres Gewicht zugewiesen als weiter entfernten Punkten. I. d. R. sind nur $n^* < n$ Gewichte $\omega_i(x)$ von null verschieden. Nichtparametrische Glättungsverfahren unterscheiden sich im wesentlichen hinsichtlich der Auswahl der Gewichtungsfunktionen $\omega_i(\cdot)$.

a) Regressogramm

Ein Beispiel für ein solches Glättungsverfahren liefert bereits die in Abbildung 4 auf Seite 37 wiedergegebene Illustration des Engelschen Gesetzes: Regressorvariable x ist das „gesamte jährliche Einkommen“ der Familie, das zur Erklärung des Regressanden y : „Ausgabenanteil für Nahrungsmittel“ herangezogen wird. Die in Abbildung 4 angegebenen Werte für den Prozentsatz der Nahrungsmittelausgaben stellen geglättete Beobachtungen $\hat{m}(x)$ dar. Zur Berechnung wurde der gesamte Einkommensbereich aufgeteilt in 29 äquidistante Klassen $[x]_j$, $j = 1, \dots, 29$. Geht man davon aus, dass sich die angegebenen Ausgabenanteile als arithmetisches Mittel der in der jeweiligen Einkommensklasse beobachteten Prozentzahlen ergeben und bezeichnet man die Anzahl der Beobachtungen in der j -ten

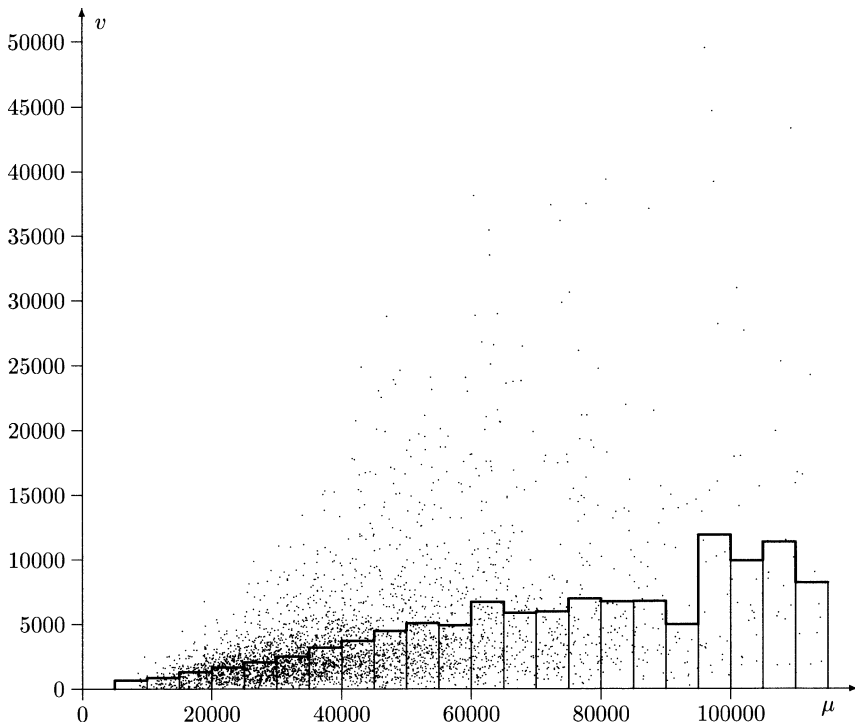


Abbildung 7: Regressogramm am Beispiel der Ausgaben von Ehepaaren ohne Kind im früheren Bundesgebiet für die Güter der Körper- und Gesundheitspflege

Einkommensklasse mit $n^* = n_j$, so erhält man die geglätteten Werte $\hat{m}(x)$ aus (15) unter Anwendung der Gewichte $\omega_i(x) = 1/n_j$ für $x_i \in [x]_j$ und $\omega_i(x) = 0$ sonst.

Stellt man die derart geschätzten Regressionswerte, d. h. die geglätteten Werte graphisch dar, so ergibt sich eine Stufenfunktion, die zurückgehend auf Tukey (1961) als „Regressogramm“ bezeichnet wird. In Abbildung 7 ist beispielhaft das Regressogramm der Ausgaben für die Gütergruppe „Körperpflege und Gesundheit“ (in den folgenden Abschnitten mit dem Kürzel „Pflege“ belegt) für den Haushaltstyp „Ehepaare ohne Kinder“ im früheren Bundesgebiet dargestellt. (Auf den Budgetanteil für Nahrungsmittelausgaben wird weiter unten in Abbildung 9 eingegangen.) Der Wertebereich der jährlichen Gesamtausgaben wurde dabei unterteilt in Klassen der Spanne 5000 DM. Die graphische Darstellung zeigt, dass das Regressogramm zunächst ein brauchbares deskriptives Instrument darstellt, um die

Struktur des Datensatzes zu visualisieren. Die weitgehend unüberschaubare Information der Punktwolke wird auf einen Graphen reduziert, der einen spezifischeren Eindruck des Zusammenhangs von Gesamtausgaben und güterspezifischen Ausgaben vermittelt.

b) Kernschätzer

Im Regressogramm ist die Klasseneinteilung willkürlich, und es erscheint wenig sinnvoll, dass an den Klassengrenzen jeweils nur Beobachtungen mit größerem (oder nur mit kleineren) Regressorwerten zur Glättung herangezogen werden. Plausibler ist es, für jeden Regressorwert eine Umgebung vorgegebener Länge b um diesen Regressorwert zu betrachten und mit Hilfe einer stetigen Funktion K die Gestalt der Gewichte in dieser Umgebung von x festzulegen. Eine solche Funktion wird Kern(funktion) K genannt. Neben der Stetigkeit weist sie die Eigenschaft der Beschränktheit, der Symmetrie um null und eines Integrals von 1 auf ($\int K(u)du = 1$). b ist die Bandweite der Schätzung und wird auch als Glättungsparameter bezeichnet. Je größer b gewählt wird, desto mehr Beobachtungen gehen in die Mittelung ein und um so glatter erscheint die resultierende Regressionskurve.

Die Gewichte $\omega_i(x)$ können dann dargestellt werden als

$$(16) \quad \omega_i(x) = c_0 \frac{1}{b} K\left(\frac{x - X_i}{b}\right) \quad ,$$

wobei die Konstante c_0 so gewählt wird, dass sich die Gewichte zu eins addieren. Mit

$$(17) \quad \omega_i(x) = \frac{1}{b} K\left(\frac{x - X_i}{b}\right) / \sum_{j=1}^n \frac{1}{b} K\left(\frac{x - X_j}{b}\right)$$

erhält man die Schätzfunktion

$$(18) \quad \hat{m}_b(x) = \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{b}\right) Y_i / \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{b}\right) = \sum_{i=1}^n \omega_{ib}(x) Y_i$$

mit

$$(19) \quad \omega_{ib}(x) = K\left(\frac{x - X_i}{b}\right) / \sum_{j=1}^n K\left(\frac{x - X_j}{b}\right) \quad ,$$

die unabhängig voneinander von Nadaraya (1964) und Watson (1964) vorgeschlagen wurde und daher als Nadaraya-Watson-Schätzer bezeichnet wird. Die Gewichte mit dem Subskript b gemäß (19) bezeichnen im Folgenden stets die Gewichtsfunktion des Nadaraya-Watson-Schätzers.

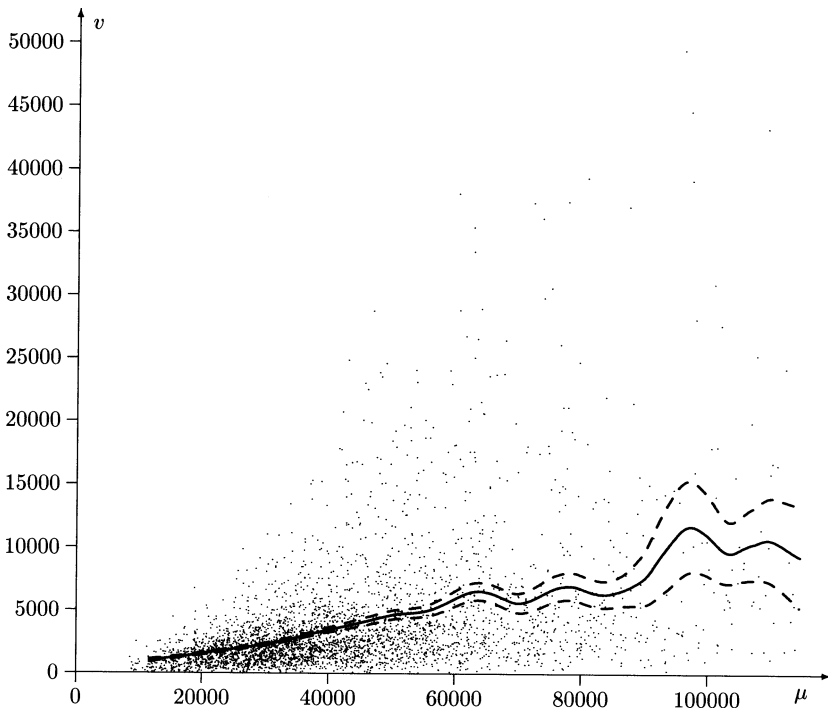


Abbildung 8: Nadayara-Watson-Schätzer und Konfidenzbereiche zum Niveau 95% am Beispiel der Ausgaben von Ehepaaren ohne Kind im früheren Bundesgebiet für die Güter der Körper- und Gesundheitspflege

Für die Kernfunktionen $K(\cdot)$ werden in empirischen Analysen verschiedene Funktionsformen verwendet. Im allgemeinen hat die Wahl einer alternativen Kernfunktion kaum Einfluss auf die Regressionsergebnisse. Im Weiteren wird stets der sog. Quartic-Kern verwendet. Von weitaus größerer Bedeutung für die Anpassung der Kernregression ist die Wahl der Bandweite b . Bezüglich der Bestimmung von b existieren datengestützte Auswahlverfahren, deren populärstes, die sog. Kreuzvalidierung, im Folgenden zur Wahl von b herangezogen wird.

Unter sehr allgemeinen Bedingungen lässt sich zeigen, dass die Verteilung von $\hat{m}_b(x)$ an der Stelle x_j gegen eine Normalverteilung konvergiert und auf dieser Basis asymptotische Konfidenzintervalle für $m(x)$ konstruiert werden können. In Abbildung 8 sind beispielhaft neben dem Nadaraya-Watson-Kernschätzer auch die (asymptotischen, punktweise berechneten)

Konfidenzgrenzen zum Niveau 95% für die Ausgaben der Ehepaare ohne Kinder im alten Bundesgebiet für Gesundheits- und Körperpflege abgetragen. Plausiblerweise steigt die Länge der Konfidenzbereiche in spärlicher besetzten Bereichen der Regressorvariablen und/oder im Bereich großer Streuung der y -Werte deutlich an. Im Fall der Engelbeziehung ist dies typischerweise in hohen Einkommensbereichen der Fall. Da im Weiteren die nichtparametrische Schätzung zunächst als deskriptives Werkzeug verwendet wird, unterbleibt – auch aus Gründen der Übersichtlichkeit – eine Darstellung der Konfidenzintervalle in den folgenden graphischen Abbildungen.

3. Eigenschaften der Schätzfunktionen

Glättungsfunktionen sind i. d. R. verzerrte Schätzer für $m(x)$. Bezeichnet man – für den allgemeinen Fall, d. h. nicht beschränkt auf die Kernschätzung – mit $n^* \leq n$ die Anzahl der Beobachtungen, denen strikt positive Gewichte zugeordnet werden, so gilt bei beliebigen Gewichten $\omega_i(x)$ für den Erwartungswert von $\hat{m}(x) = \sum_{i=1}^{n^*} \omega_i(x) y_i$ wegen $E[\epsilon_i] = 0$ und $\sum_{i=1}^{n^*} \omega_i(x) = 1$:

$$\begin{aligned} E[\hat{m}(x_i)] &= \sum_{j=1}^{n^*} m(x_j) \omega(x_j) = m(x_i) \omega(x_i) + \sum_{j \neq i} m(x_j) \omega(x_j) \\ (20) \quad &= m(x_i) + \sum_{j \neq i} [m(x_j) - m(x_i)] \omega(x_j) \end{aligned}$$

Der letzte Summand in (20) ist i. a. von null verschieden und stellt die Verzerrung des Glätters dar. Ein offensichtlicher Weg, diese Verzerrung verschwinden zu lassen, besteht darin, den Umfang der zur Glättung herangezogenen „Nachbarschaft“ des Punktes (x_i, y_i) kleinstmöglich zu machen: Für $n^* = 1$ gilt $\hat{m}(x_i) = y_i$ und damit trivialerweise $E[\hat{m}(x_i)] = m(x_i)$. Die Punktwolke wird überhaupt nicht geglättet, und die Varianz der Schätzer erreicht folglich ihr Maximum.

Bereits an diesem einfachen Beispiel lässt sich damit das Grundproblem der nichtparametrischen Regression anhand von Glättungsverfahren umreißen, nämlich ein ausgewogenes Verhältnis von Varianz und Verzerrung zu schaffen. Im Fall des Kernschätzers $\hat{m}_b(x)$ tritt anstelle der Wahl von n^* die Wahl der Bandweite b , die einen Ausgleich von Verzerrung und Streuung bewirken soll.

Als Gütekriterium im nichtparametrischen Ansatz bietet sich der mittlere quadratische Fehler (mean squared error, MSE) $MSE = E[(\hat{m}(x) -$

$m(x))^2]$ an. Der *MSE* stellt jedoch nur ein lokales Gütemaß an der Stelle x dar. Eine globale Verallgemeinerung ist der mittlere integrierte quadratische Fehler (mean integrated squared error, *MISE*)

$$(21) \quad MISE = \int_a^b (\hat{m}(x) - m(x))^2 dx$$

Der *MISE* ist eine theoretische Größe, er enthält die unbekannte Beziehung $m(\cdot)$. Anhand des *MISE* können die theoretischen (asymptotischen) Eigenschaften der oben beschriebenen Schätzfunktionen verglichen werden.

Regressogramm und Kernschätzung sind konsistent im Sinne des *MISE*. Bei korrekter Spezifikation ist das parametrische Modell ebenfalls konsistent. Die Konvergenzraten unterscheiden sich in den Modellen jedoch: Die schnellste Konvergenz weist der parametrische Ansatz auf, am langsamsten konvergiert das Regressogramm. Konkret gilt bezüglich der Ordnung der Konvergenzrate des (asymptotischen) *MISE*:

$$\begin{array}{ll} \text{Parametrisches Modell:} & MISE = O(n^{-1}) \\ \text{Kernschätzer:} & MISE = O(n^{-4/5}) \\ \text{Regressogramm:} & MISE = O(n^{-2/3}) \end{array} ,$$

vgl. Engel und Kneip (1996), S. 193 und Seite 195f. Im Hinblick auf die Effizienz der Schätzung ist das parametrische Modell daher – insbesondere in kleinen Stichproben – grundsätzlich vorzuziehen. Gleichzeitig muss aber beachtet werden, dass die angegebene Konvergenzrate im parametrischen Ansatz die korrekte Spezifikation des Modells voraussetzt. Ist das Modell bezüglich der Parametrisierung fehlspezifiziert, so verliert es die Konsenzeigenschaft und ist den nichtparametrischen Verfahren unterlegen.

In empirischen Untersuchungen im Rahmen der neoklassischen Nachfrage- und Engelbeziehungen so weit wie möglich einzuschränken. Die verbleibenden Ansätze können dann an der Anpassungsgüte nichtparametrischer Verfahren gemessen werden. Gelingt es, eine Parametrisierung zu finden, die sich mit den Resultaten der nichtparametrischen Regression vereinbaren lässt, so ist diesem parametrischen Ansatz unter dem Gesichtspunkt der Effizienz der Schätzung der Vorrang zu geben.⁸

⁸ Ryan (1997), S. 314, formuliert eine entsprechende Strategie für den allgemeinen Fall: „As with nonparametric procedures in general, however, nonpa-

Zudem wurde bereits in Abschnitt A.II. angesprochen, dass sich nachfragetheoretische Restriktionen i. d. R. simultan auf mehrere (meist alle) Nachfragegleichungen eines Nachfragesystems beziehen. Solche Restriktionen über Gleichungen hinweg lassen sich in nichtparametrischen Ansätzen nicht oder nur mit erheblichen Schwierigkeiten berücksichtigen und überprüfen, in Kapitel D.IV. wird diese Aussage in einer speziellen Anwendung belegt.

Bei der Untersuchung von Nachfrage- bzw. Engelbeziehungen kommt der nichtparametrischen Analyse daher eine wichtige Rolle hinsichtlich der allgemeinen Spezifikation und Modellselektion zu. Im weiteren Gang der vorliegenden Studie werden Kernschätzungen zu eben diesen Zwecken eingesetzt, weitergehende Anwendungen nichtparametrischer Methoden werden ebenfalls diskutiert.

4. Semiparametrische Schätzung und das PLM

Der obige Abriss der nichtparametrischen Regressionsanalyse beschränkte sich auf die bivariate Modellierung des Zusammenhangs zweier Variablen x und y , wobei im Rahmen der Engelkurvenanalyse x dem Einkommen bzw. den Gesamtausgaben μ und y den güterspezifischen Ausgaben v entspricht. Multivariate Erweiterungen, die beispielsweise die zusätzliche Berücksichtigung des Einflusses soziodemographischer Haushaltsmerkmale z auf die Nachfrage erlauben, sind im Rahmen der nichtparametrischen Analyse grundsätzlich möglich, vgl. z. B. Härdle (1990), Kap. 10. Ein gebräuchlicher Ansatz in empirischen Studien zur Engelbeziehung ist es jedoch, die Gesamtausgaben nichtparametrisch, die (nicht-monetären) Haushaltsmerkmale dagegen parametrisch in die Analyse einfließen zu lassen. Entsprechende Ansätze werden als „semiparametrische“ Modelle bezeichnet. Unterstellt man den parametrischen Modellteil als lineare Funktion der Charakteristika, so erhält man das sog. Teilweise Lineare Modell (partial linear model, PLM).

z_h bezeichnet im Folgenden den (Zeilen-)Vektor der soziodemographischen Merkmale des Haushalts h und γ den zugehörigen Parametervektor. μ_h sind die Gesamtausgaben und v_h die Ausgaben für die i -te Gütergruppe (der Güterindex i wird im Folgenden unterdrückt, um die Notation übersichtlicher zu halten). Dann lautet das PLM

rametric regression methods will not be as efficient as model-based regression techniques when there is an assumed model, and the model is appropriate. Consequently, if subject-matter theory suggests a particular model, then the practitioner should fit that model.“

$$(22) \quad v_h = m(\mu_h) + z_h \gamma + \epsilon_h$$

Für die Störgröße wird $E[\epsilon_h | z_h, \mu_h] = 0$ und $VAR[\epsilon_h | z_h, \mu_h] = \sigma^2(z_h, \mu_h)$ angenommen. Charakteristisch für das PLM ist die Eigenschaft, dass keine Wechselwirkung bzw. Kreuzeffekte zwischen den Variablen des parametrischen und des nichtparametrischen Modellteils zugelassen sind. Bezogen auf die Engelkurvenschätzung bedeutet dies, dass die grundsätzliche Gestalt der Engelbeziehung durch den nichtparametrischen Teil determiniert wird, während die demographischen Variablen lediglich eine (vertikale) Verschiebung der Engelkurven bewirken, deren Ausmaß durch die Koeffizienten γ bestimmt wird.

Robinson (1988) schlägt ein einfaches, zweistufiges Verfahren zur Schätzung von (22) vor: Zunächst wird auf beiden Seiten von (22) der bedingte Erwartungswert $E[v_h | \mu_h] = m(\mu_h) + E[z_h | \mu_h] \gamma$ subtrahiert,

$$(23) \quad v_h - E[v_h | \mu_h] = (z_h - E[z_h | \mu_h]) \gamma + \epsilon_h$$

Ersetzt man die bedingten Erwartungswerte in (23) durch die nichtparametrischen Schätzer $\hat{m}^{(v)}(\mu_h)$ und $\hat{m}^{(z)}(\mu_h)$, so lässt sich der Parametervektor γ anhand einer KQ-Schätzung von

$$(24) \quad \tilde{v}_h = \tilde{z}_h \gamma + \epsilon_h \quad \text{mit } \tilde{v}_h = v_h - \hat{m}^{(v)}(\mu_h), \quad \tilde{z}_h = z_h - \hat{m}^{(z)}(\mu_h)$$

annähern. Nach Einsetzen von $\hat{\gamma}$ in (22) lautet auf der zweiten Stufe der nichtparametrische Schätzer für $g(\mu)$

$$(25) \quad \hat{g}(\mu_h) = \hat{m}^{(v)}(\mu_h) - \hat{m}^{(z)}(\mu_h) \hat{\gamma}$$

Man kann zeigen, dass der KQ-Schätzer $\hat{\gamma}$ konsistent und asymptotisch normalverteilt ist. Da die Konvergenzgeschwindigkeit der nichtparametrischen Schätzung $\hat{g}(\mu)$ geringer ist als die von $\hat{\gamma}$, bleiben die asymptotischen Eigenschaften von $\hat{g}(\mu)$ unbeeinflusst von der KQ-Schätzung auf der ersten Stufe (Robinson (1988), Blundell und Duncan (1998), S. 77).

Das PLM unterstellt eine sehr spezifische Wirkungsweise der demographischen Variablen auf die Haushaltsnachfrage. In Kapitel D. wird argumentiert, dass diese Modellierung eine unplausible Restriktion bezüglich

der zugrunde liegenden Präferenzen bedeutet. Eine unmittelbare Anwendung des PLM auf die Daten der EVS 1993 unterbleibt daher im Rahmen der vorliegenden Studie. Stattdessen erfolgt zunächst eine nichtparametrische Analyse nach Haushaltstypen getrennt. Dazu werden im folgenden Kapitel hinsichtlich demographischer Merkmale sechs typische Haushaltskategorien festgelegt. Die zugehörigen Fallzahlen in der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe erweisen sich als hinreichend groß, um in Abschnitt B.I. die nichtparametrische Analyse für jede dieser Haushaltsgruppen separat durchführen zu können. Das PLM wird aber als Grundlage zur Konstruktion eines semiparametrischen Tests auf Exogenität der Gesamtausgaben in der Engelbeziehung in Abschnitt B.III.2.a) wieder aufgegriffen. In Abschnitt D.III.1. wird dann eine Erweiterung des PLM vorgestellt, die eine nutzentheoretisch konsistente Berücksichtigung von Haushaltsmerkmalen unter möglichst schwachen Restriktionen der Haushaltsnachfragegleichungen erlaubt.

Abschließend ist in Abbildung 9 eine nichtparametrische Schätzung von Budgetanteilsleichungen für die Nachfrage nach Nahrungs- und Genussmitteln im früheren Bundesgebiet und in den neuen Ländern wiedergegeben. Die Schätzung erfolgte getrennt für sechs Haushaltstypen. A0 bezeichnet dabei Einpersonenhaushalte, A1 Alleinerziehende mit einem Kind, P0 kinderlose Ehepaare und P1, P2 und P3 Ehepaare mit einem Kind, zwei bzw. drei Kindern. Die genaue Abgrenzung der Haushaltstypen erfolgt in Abschnitt B.I. Für viele Haushaltstypen erscheinen die Budgetanteilsleichungen linear mit vergleichbarer Steigung, weshalb die Modellierung anhand eines PLM, in dem die Haushaltstypvariable eine vertikale Verschiebung der nichtparametrischen Regression des Budgetanteils w auf die Einkommensvariable μ zulässt, wohl ebenfalls adäquat wäre. Die dargestellten Kurven können genutzt werden, um Äquivalenzskalen nach der Engelmethode abzuleiten, vgl. Abbildung 3. Dabei werden drei Charakteristika des Engel-Ansatzes deutlich:

Zum einen variiert der horizontale Abstand der (Budgetanteils-)Engelkurven für die verschiedenen Haushaltstypen, so dass auch die resultierenden Äquivalenzskalen i. d. R. mit dem Einkommens- bzw. Wohlfahrtsniveau unterschiedliche Werte annehmen.⁹ Betti (1999) wählt in einer entsprechenden Studie das Medianeinkommen des Referenzhaushalts als Bezugsgröße.

⁹ Ausnahmen sind loglineare Budgetanteilskurven $w = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \mu$ mit identischen Steigungskoeffizienten α_1 für die zu vergleichenden Haushaltstypen (vgl. Abschnitt D.II.2.) und lineare Engelkurven $v = \alpha_0 + \alpha_1 \mu$ (bzw. $w = \alpha_1 + \alpha_0/\mu$) mit identischem α_1 für die betrachteten Haushalte.

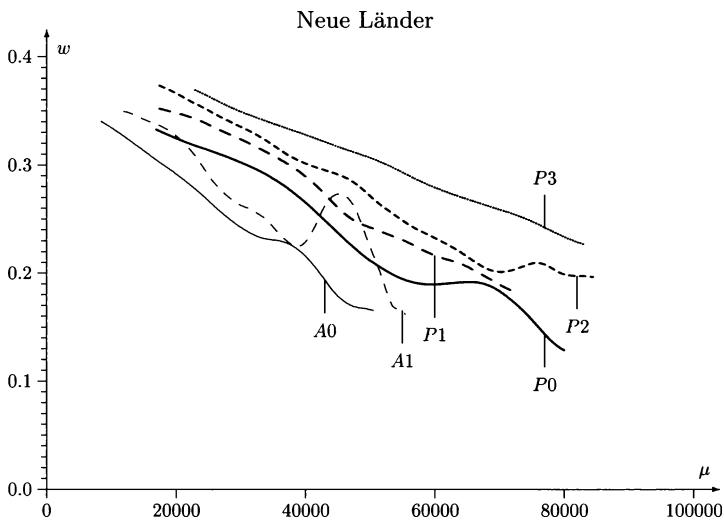
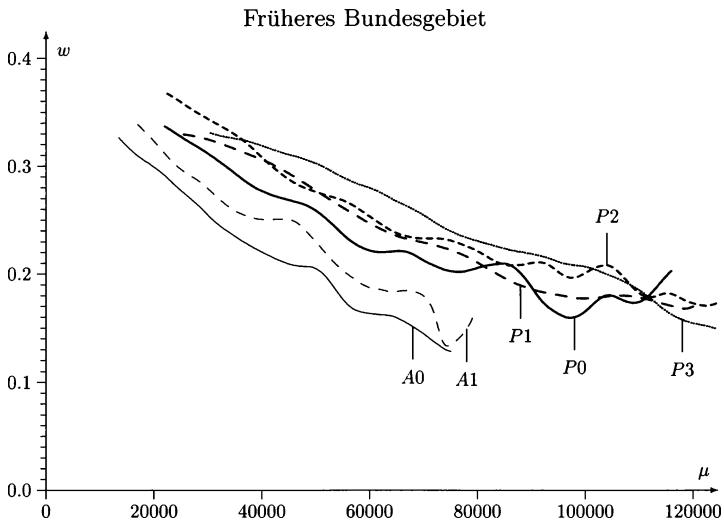


Abbildung 9: Nichtparametrisch geschätzte Budgetanteilskurven für die Gütergruppe „Nahrungs- und Genussmittel“, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet

Zum anderen ist eine Ableitung von Äquivalenzskalen nach der Engelmethode nicht möglich, wenn die Budgetanteilskurven nicht monoton fallen: Für das frühere Bundesgebiet weisen kinderlose Paare mit Gesamtausgaben von $\mu = 90000$ und $\mu = 103000$ denselben Budgetanteil für Nahrungs- und Genussmittel auf. Die Einkommensdifferenz von 13000 DM ist deshalb nach dem Engel-Kriterium nicht mit einem Nutzenzuwachs verbunden.

Schließlich versagt die Methode, wenn die Engelkurven unterschiedlicher Haushalte sich schneiden. In der Regel ist dieser Fall mit einem Verstoß gegen das Postulat der Monotonie der Äquivalenzskalen (höhere Skala mit steigender Zahl der Haushaltsmitglieder) verbunden. In der rein deskriptiven Analyse der Abbildung 9 erhält man beispielsweise das Ergebnis, dass Paare mit einem Kind und Gesamtausgaben in Höhe von $\mu = 85000$ nach dem Engel-Kriterium infolge eines geringeren Budgetanteils für Nahrungs- und Genussmittel besser gestellt sind als kinderlose Paare. Ferner wären Paare ohne und mit Kindern bei $\mu = 112000$, (nicht aber bei $\mu = 105000$ oder $\mu = 115000$) gleich gut gestellt.

B. Die Struktur der Engelkurven deutscher Haushalte

Nach einer kurzen Diskussion der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe als Datengrundlage für die empirische Analyse sowie einer grundlegenden Kategorisierung der zu berücksichtigenden Güteraggregate und soziodemographischen Haushaltsgruppen erfolgt in Abschnitt B.I. eine deskriptive Untersuchung der Engelkurven deutscher Haushalte. Grundlage sind nichtparametrische Kernschätzungen, denen in Abschnitt B.II. parametrische Engelkurvenansätze gegenübergestellt werden. Durch diesen Vergleich gelingt bereits eine erste Eingrenzung der Präferenzen, die als Basis des Nutzenkalküls deutscher Haushalte empirisch akzeptabel erscheinen. In einer weitergehenden Untersuchung über die Gütergruppen hinweg, d. h. in einer Analyse des Systems von Nachfragegleichungen bzw. Engelkurven erfolgt dann in Abschnitt B.III. die Überprüfung der sog. Rangrestriktion, einer Beschränkung, deren Ursprung in der allgemeinen Symmetriebedingung für Nachfragesysteme liegt.

I. Datengrundlage und deskriptive Statistiken

1. Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe als Datenbasis

Demographisch disaggregierte Verbrauchsdaten angemessener Repräsentativität für die Bundesrepublik liegen allein in Form der Querschnitterhebungen der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) vor. Die Einkommens- und Verbrauchsstichproben werden seit 1962/63 regelmäßig, und seit 1973 im 5-Jahres-Rhythmus vom Statistischem Bundesamt erhoben. Die EVS wird als Quotenstichprobe durchgeführt und besitzt mit einem Umfang von ca. 40.000 Haushalten vor und ca. 60.000 Haushalten nach der deutschen Wiedervereinigung einen hohen Repräsentationsgrad bzgl. der Gesamtheit aller privaten Haushalte in der Bundesrepublik.

Neben demographischen Haushaltsmerkmalen, detaillierten Einkommensangaben und Konsumausgaben für Gütergruppen in Anlehnung an die Kategorisierung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung enthält die EVS u. a. auch Angaben zu den Wohnverhältnissen, Vermögensbeständen und Schulden, so dass sie ein umfassendes Bild der Lebensverhältnisse

der befragten Haushalte gibt. Mit fünf Jahren ist der zeitliche Abstand zwischen zwei aufeinanderfolgenden EVS-Erhebungen jedoch so groß, dass eine – modelltheoretisch fundierte – Verknüpfung der Nachfragedaten problematisch erscheint. Insofern verwundert es nicht, dass in der umfassenden Monographie von Faik (1995) Daten der EVS-Erhebungen von 1969 bis 1983 bezüglich demographischer Einflüsse auf den privaten Verbrauch systematisch, jedoch getrennt voneinander ausgewertet werden.

Verbrauchsdaten in monatlicher Frequenz werden seit 1949 in Form der sog. Laufenden Wirtschaftsrechnungen (LWR) ebenfalls vom Statistischen Bundesamt erhoben. Die geringe soziodemographische Differenzierung lässt hier jedoch keinen Rückschluss auf die Gesamtheit der Haushalte in Deutschland zu, es werden lediglich drei eng definierte Haushaltstypen erfasst.¹ Das seit 1984 jährlich erhobene Sozio-ökonomische Panel erfasst zwar die Einkommenssituation, nicht aber das Ausgabeverhalten der befragten Haushalte hinreichend detailliert, um anhand dieser Daten eine systematische Analyse des Verbrauchsverhaltens durchführen zu können, das gleiche Argument gilt für die Daten des Mikrozensus.

Bezüglich der Datenlage sind jedoch in naher Zukunft Veränderungen zu erwarten. Nicht zuletzt aufgrund der angestrebten Harmonisierung statistischer Erhebungen in ganz Europa wird das Erhebungsschema der Laufenden Wirtschaftsrechnungen und der EVS grundlegend geändert. So soll die EVS ab dem Jahr 2003 als Haupterhebung mit vermindertem Stichprobenumfang im 5-Jahres-Rhythmus weitergeführt werden, ergänzt um jährliche Stichproben im Rahmen der Laufenden Wirtschaftsrechnungen. In den bereits seit 1999 modifizierten Stichproben der LWR ist das Auswahlverfahren dem Quotenplan der EVS angepasst, so dass beide Erhebungen auf vergleichbare Grundgesamtheiten Bezug nehmen. Details des modifizierten Erhebungsschemas finden sich beispielsweise in Kaiser (1999) und Krug (2000). Durch den erhöhten Repräsentationsgrad geht die LWR damit in der EVS auf und durch den kürzeren Erhebungsrhythmus steht in mittlerer Frist ein Datenpool zur Verfügung, der eine modellgestützte Verbrauchsanalyse anhand von Längsschnittdaten möglich macht.

Für die vorliegende empirische Untersuchung dient als Datengrundlage eine anonymisierte 80%-Stichprobe der EVS 1993. Diese umfasst 40.230 Haushalte mit einem Haushaltsnettoeinkommen unter 35.000 DM pro Monat, davon 31.774 Haushalte aus dem früheren Bundesgebiet und 8.456 Haushalte aus den neuen Ländern. Für die Analyse Quadratischer Ausgabensysteme in Kapitel E. wird zusätzlich auf eine 98%-Stichprobe der EVS

¹ Zur Definition der Haushaltstypen und zur Begründung der Auswahl siehe z. B. Kaiser (1999), S. 724.

von 1988 zurückgegriffen, die 43.756 Haushalte umfasst. Dabei handelt es sich um die in Missong und Stryck (1998) verwendeten und beschriebenen Daten. Die Abschneidegrenze bzgl. des Haushaltseinkommens in der EVS 1988 betrug 25.000 DM. Eine ausführliche Beschreibung inhaltlicher wie methodischer Aspekte der EVS 1993 findet sich in Statistisches Bundesamt (1997a) und Hertel (1997)². Jung (2001) enthält eine ausführliche Beschreibung und Analyse der Daten der EVS 1993. Die folgenden Ausführungen beschränken sich daher allein auf die Begründung der speziellen, für die vorliegende empirische Analyse getroffenen Festlegungen und Abgrenzungen.

2. Demographische Merkmale

In einer nach demographischen Merkmalen differenzierten Nachfrageanalyse sind haushaltsspezifische, personenbezogene und regionale Charakteristika der Untersuchungseinheiten zu berücksichtigen. Bis zu welcher Gliederungstiefe die Haushaltsmerkmale dabei Eingang in die empirische Untersuchung finden können, wird maßgeblich durch die angewendeten Analysemethoden bestimmt. Eine wesentliche Zielsetzung der vorliegenden Studie ist es, den Daten zunächst nur ein Minimum an Struktur aufzuerlegen, den Einfluss von Haushaltsmerkmalen auf das Verbrauchsverhalten mithin möglichst nicht an spezielle Funktionsformen zu binden, vgl. die Ausführungen in Abschnitt A.IV. Die freieste Modellierung stellt dabei eine getrennte Konsumanalyse von Haushalten unterschiedlichen demographischen Profils dar. Dieser Ansatz lässt sich jedoch nur umsetzen, wenn die Haushalte in breit gefasste Kategorien eingeteilt werden, da jede feinere Gliederung eine entsprechende Verringerung der beobachteten Fallzahlen für den jeweiligen Haushaltstyp mit sich bringt. Aus diesem Grund wird für den weiteren Gang der Untersuchung zunächst eine „Basiskategorisierung“ der Haushalte in der EVS 1993 gewählt.

Als wichtigstes Haushaltskriterium ist die Haushaltsgröße, d. h. die Anzahl der Haushaltsmitglieder zu berücksichtigen. Bei der Unterscheidung ist es ferner zweckmäßig, zwischen erwachsenen Haushaltsmitgliedern und Kindern zu unterscheiden. Dabei werden Kinder, die bei den Eltern wohnen, nur bis zu einem Alter unter 18 Jahren berücksichtigt. Aus den Daten der EVS 1988, die für die Schätzungen in Kapitel E. zur Verfügung stehen und dort mit den Daten der EVS 1993 kombiniert werden, lassen eine Untersuchung des Verbrauchsverhaltens nichtehelicher Lebensgemeinschaften nicht zu. Daher werden im Folgenden auch für 1993 bei kinderlosen Paaren und Familien mit Kindern nur Ehepaar-Haushalte berücksichtigt.

² Bezüglich der EVS 1988 siehe z. B. Hertel (1992)

Für den Vergleich der Nachfrage von Haushalten mit und ohne Kinder ist es ferner zweckmäßig, das Alter der Erwachsenen in der empirischen Analyse zu berücksichtigen. Mit der Restriktion des Kindesalters auf bis zu 17 Jahren ist implizit eine Beschränkung des Alters der Eltern (bzw. des jeweiligen Elternteils bei Alleinerziehenden) verbunden. Um die Vergleichbarkeit der Schätzergebnisse von Familien mit Kindern und kinderlosen Haushalten zu gewährleisten, werden im Folgenden Haushalte ohne Kinder nur berücksichtigt, wenn die erwachsenen Haushaltsmitglieder in einer (weit gefassten) „mittleren“ Altersgruppe liegen, d. h. konkret zwischen 25 und 60 Jahre alt sind. Über diese „Standardkategorisierung“ hinaus erfolgt in den empirischen Abschnitten der Kapitel D. und E. eine weitergehende Altersklassifikation sowohl der Erwachsenen als auch der Kinder in speziellen Modellvarianten.

Hinsichtlich der Region wird im Folgenden stets unterschieden, ob die Haushalte aus dem früheren Bundesgebiet (WEST) oder den neuen Bundesländern (OST) stammen. Da im Rahmen der Analyse Quadratischer Ausgabensysteme auf die Daten der EVS 1988 zurückgegriffen wird, beschränken sich die Schätzungen dort auf das frühere Bundesgebiet.

Sowohl wegen geringer Fallzahlen als auch wegen der geringeren sozialpolitischen Bedeutung unterbleibt im Folgenden eine Untersuchung von Haushaltsgemeinschaften mit drei oder mehr erwachsenen Mitgliedern. Auch für Ehepaare mit vier und mehr Kindern sowie Alleinerziehende mit zwei und mehr Kindern unter 18 Jahren liegen zu wenige Beobachtungen vor, als dass für diesen Haushaltstyp verlässliche Ergebnisse abzuleiten wären.

Damit verbleiben für die empirische Analyse sechs „Standard“-Haushaltstypen, die in Tabelle 4 charakterisiert sind. Dort sind auch die zugehörigen Fallzahlen angegeben, die sich aus der vorliegenden 80%-Stichprobe der EVS 1993 ergeben.

3. Ausgabekategorien

Die Gütergruppierung in der EVS lehnt sich an das systematische Güterverzeichnis der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) an.³ Der „Private Verbrauch“ gemäß der Abgrenzung der EVS lässt sich dabei aufteilen in neun Hauptgruppen, vgl. Statistisches Bundesamt (1997b), S. 14ff.:

³ Zu den Unterschieden zwischen VGR und EVS vgl. *Faik* (1995), S. 164f., und die dort angegebene Literatur.

- Nahrungs- und Genussmittel,
- Kleidung und Schuhe,
- Wohnungsmieten u. ä.,
- Energie,
- Möbel, Haushaltsgeräte und andere Güter für die Haushaltsführung,
- Gesundheits- und Körperpflege,
- Verkehr und Nachrichtenübermittlung,
- Bildung, Unterhaltung, Freizeit,
- Güter sonstiger Art, Uhren, Schmuck, Dienstleistungen des Beherbergungsgewerbes.

Für die empirische Untersuchung wird diese Kategorisierung weitgehend übernommen, es erfolgt lediglich eine Zusammenlegung in zwei Bereichen:

Die Hauptgruppen „Wohnungsmieten u. ä.“ sowie „Energie“ bilden als „Wohnkosten“ eine inhaltliche Einheit (Faik (1995), S. 166).

Hinsichtlich der Ausgaben für Möbel und Haushaltsführung sowie der Ausgaben für Güter sonstiger Art weisen einige Haushalte Nullbeobachtungen auf. Nullbeobachtungen der Ausgaben für dauerhafte Güter treten

Tabelle 4
Haushaltstypen und Fallzahlen

Kürzel	Definition	Fallzahlen	
		WEST	OST
A0	Alleinlebend im Alter von 25 bis 60 Jahren	3641	667
A1	Alleinerziehend mit einem Kind bis 17 Jahre	509	260
P0	Ehepaar ohne Kinder, beide Ehepartner im Alter von 25 bis 60 Jahren	3727	1322
P1	Ehepaar mit einem Kind bis 17 Jahre	2777	942
P2	Ehepaar mit zwei Kindern bis 17 Jahre	3620	1295
P3	Ehepaar mit drei Kindern bis 17 Jahre	1643	228

Tabelle 5
Definition der Gütergruppen

Gütergruppe	Eingeschlossene Hauptgruppen gemäß Statistisches Bundesamt (1997c)
NAHRUNG	Nahrungs- und Genussmittel
KLEIDUNG	Kleidung, Schuhe
PFLEGE	Gesundheits- und Körperpflege
BILDUNG	Bildung, Unterhaltung, Freizeit
MOBILITÄT	Verkehr und Nachrichtenübermittlung
SONSTIGES	Möbel, Haushaltsgeräte und andere Güter für die Haushaltsführung, Uhren, Schmuck, Güter sonstiger Art, Dienstleistungen des Beherbergungsgewerbes

Zusätzlich bei der Schätzung Quadratischer Ausgabensysteme (Kapitel E.) berücksichtigt:

WOHNEN	Wohnungsmieten u. ä. Energie
--------	------------------------------

in Querschnittsdatensätzen regelmäßig auf und eine adäquate Berücksichtigung bei der Schätzung ist nicht trivial. Typischerweise wird die Kaufentscheidung mithilfe eines binären Entscheidungsmodells abgebildet, im Falle des Kaufereignisses wird die Ausgabenhöhe in einem zweiten Schritt erklärt. Durch Zusammenlegung beider Gruppen lässt sich das Problem der Nullbeobachtungen jedoch in einfacher Weise umgehen. Zudem enthält das resultierende Aggregat „Sonstiges“ eine sehr heterogene Zusammenstellung dauerhafter Güter, so dass die Approximation des Nutzungsäquivalents des Bestandes dieser Güter durch die Ausgaben für Neu- bzw. Ersatzbeschaffungen gerechtfertigt erscheint.

Bei der Kategorie „Wohnungskosten“ ist in der EVS 1993 zusätzlich zu berücksichtigen, dass im Jahr 1993 drastische Unterschiede bzgl. dieser Ausgabenkategorie im früheren Bundesgebiet und den neuen Ländern bestanden. Implizit ist es die Annahme, dass das Angebot keine (restriktive bzw. rationierende) Wirkung auf die Haushaltsnachfrage hat, die in dieser Güterkategorie offensichtlich verletzt ist. Während schon auf dem Wohnungsmarkt in den alten Ländern kaum ein unreglementierter Ausgleich von Angebot und Nachfrage über den Preismechanismus herrscht, muss dieser Zusammenhang im Jahr 1993 in den neuen Ländern gänzlich in Frage gestellt werden. Konsequenterweise werden die Wohnausgaben in der folgenden Analyse in den neuen Ländern in der empirischen Analyse nicht berücksichtigt. Um die Vergleichbarkeit der Ergebnisse zwischen Ost und West zu gewährleisten, wird auch für die alten Länder die

Gütergruppe „Wohnen“ zunächst aus der Analyse ausgeschlossen. Durch das Vernachlässigen einer Gütergruppe bei der Betrachtung eines Nachfragesystems wird implizit die (schwache) Separierbarkeit dieser Gütergruppe im Nutzenkalkül der Haushalte unterstellt, was die Modellierung der Konsumentscheidung als zweistufigen Prozess erlaubt: Zunächst entscheidet der Haushalt über die Festlegung der Ausgaben für die vernachlässigte Gütergruppe und das Gesamtbudget für die übrigen Güter, auf der zweiten Stufe erfolgt dann die Aufteilung des letztgenannten Budgets auf die verbleibenden Güter(-gruppen). Diese Separierbarkeitsannahme der Wohnkosten ist im Hinblick auf die Ausgaben für Möbel und Haushaltsgeräte kritisch. Im Rahmen der Untersuchung Quadratischer Ausgabensysteme, die sich ohnehin auf das frühere Bundesgebiet beschränkt, wird deshalb die Gütergruppe „Wohnen“ in vollem Umfang berücksichtigt. In die folgende Analyse der Daten der EVS 1993 gehen dagegen die in Tabelle 5 definierten Güteraggregate ein. Die Summe der Ausgaben für diese sechs Kategorien sind die Gesamtausgaben μ , für die auch weiterhin synonym die Bezeichnung „Einkommen“ verwendet wird.

4. Eine beschreibende Analyse des Verbrauchs deutscher Haushalte

In Abbildung 11 sind die mittleren Gesamtausgaben für die in Tabelle 5 angegebenen Gütergruppen ohne das Aggregat „Wohnen“ aufgeführt. Als Einkommensgröße sind den Gesamtausgaben die „Ausgabefähigen Einkommen“ der Haushalte gegenübergestellt. Diese entsprechen den Haushaltsnettoeinkommen zuzüglich Vermögensübertragungen und Einnahmen aus dem Verkauf von Waren, siehe z. B. Statistisches Bundesamt (1997b), S. 22. Neben den Wohnungsausgaben umfasst die Differenz zwischen Ausgabefähigen Einkommen und den Gesamtausgaben die Ersparnis „im weiteren Sinne“, d. h. die Ersparnis zzgl. Versicherungsbeiträgen, Zinszahlungen und geleisteten Einkommensübertragungen. In Abbildung 11 verdeutlicht die Unterschiede in der Lage der Einkommensverteilungen der betrachteten Haushaltstypen: Zum einen weisen die Haushalte in den neuen Ländern im Mittel deutlich niedrigere Einkommen auf als die West-Haushalte. Zum anderen verfügen sowohl in den alten wie auch in den neuen Ländern Haushalte mit einem Erwachsenen (A0 und A1) im Mittel über merklich geringere Einkommen als die Ehepaarhaushalte (P0, P1, P2 und P3).

Die mittlere Aufteilung des Gesamtbudgets hinsichtlich der sechs betrachteten Gütergruppen ist in Abbildung 11 wiedergegeben. Als prägnante Unterschiede im Ost-West-Vergleich ergeben sich in den neuen Ländern grundsätzlich höhere (mittlere) Budgetanteile für „Nahrung“ und

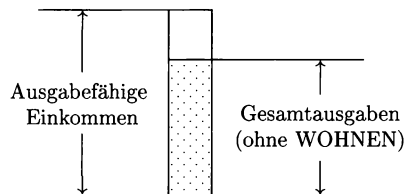
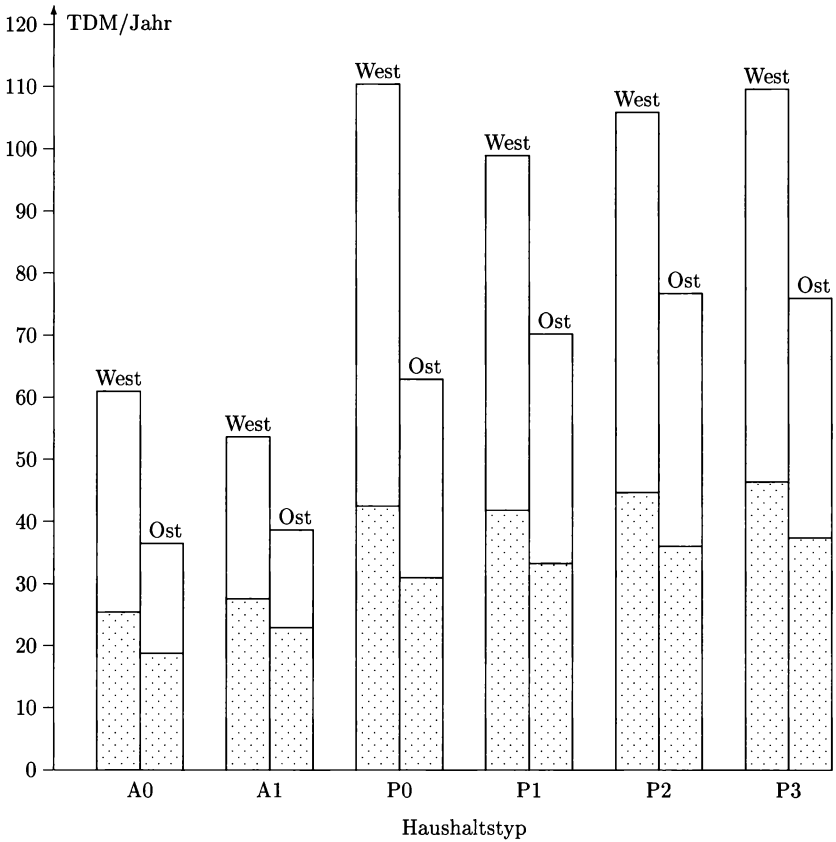


Abbildung 10: Mittelwerte der Ausgabefähigen Einkommen und der Gesamtausgaben für die untersuchten sechs Gütergruppen, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet

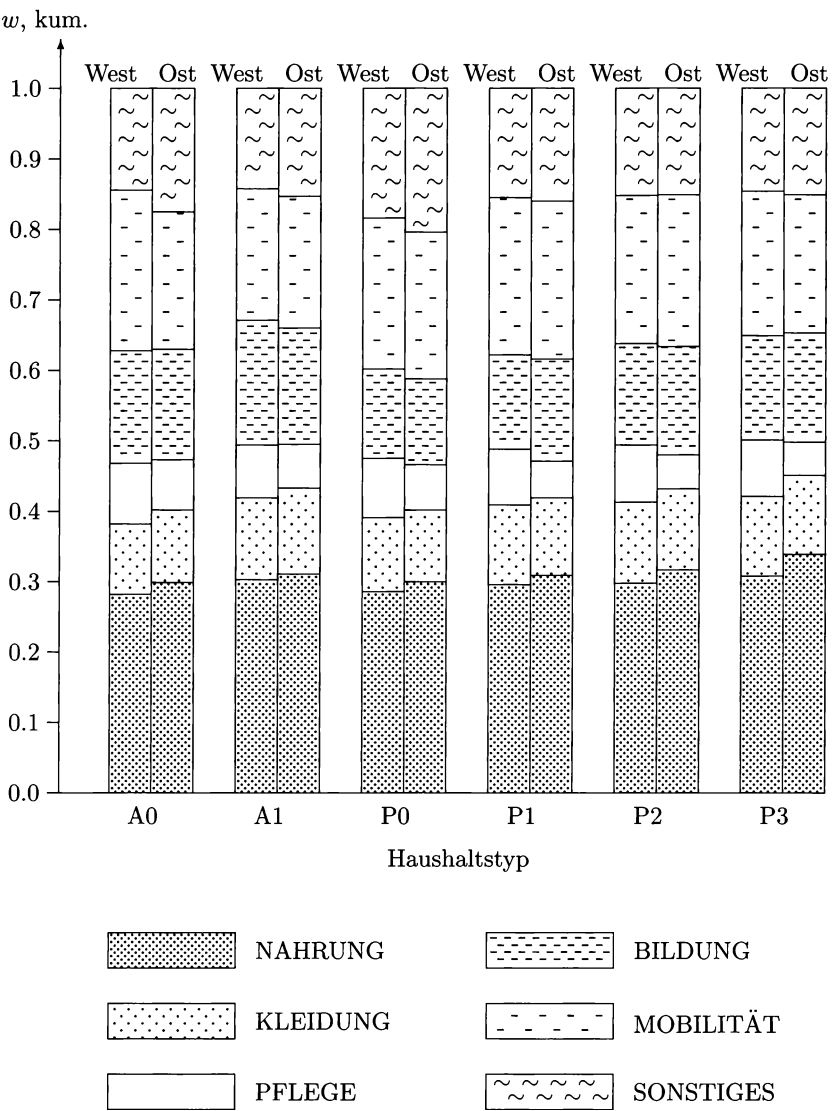


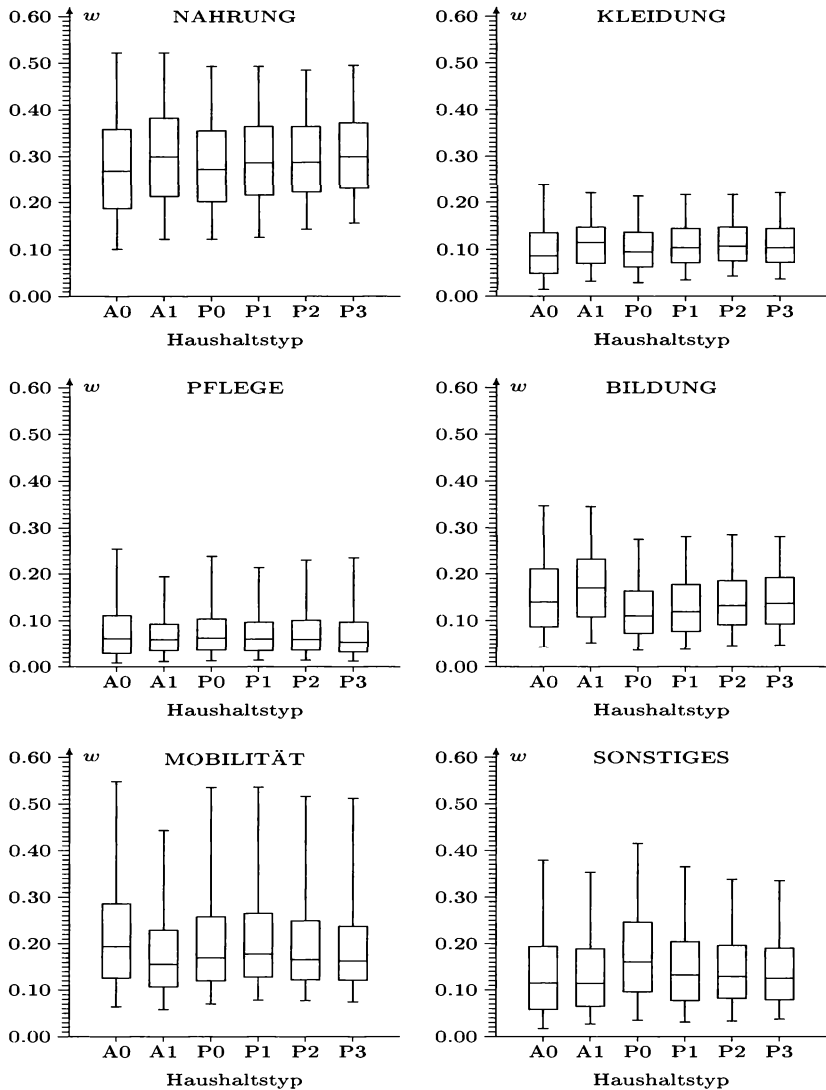
Abbildung 11: Kumulierte durchschnittliche Budgetanteile für die untersuchten Gütergruppen, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet

„Sonstiges“, während über die verschiedenen Haushaltstypen betrachtet der Budgetanteil für Mobilität in den neuen Ländern etwas, der Anteil für Körper- und Gesundheitspflegeausgaben deutlich geringer ist als im früheren Bundesgebiet.

Die Streuung der Budgetanteile ist dabei deutlich verschieden, wie ein Blick auf die Abbildungen 12 und 13 offenbart. Dort sind für das frühere Bundesgebiet (Abb. 12) und die neuen Bundesländer (Abb. 13) Box-Plots der Verteilung der Budgetanteile, getrennt nach Haushaltstyp aufgelistet. Neben den Quartilen sind den Box-Plots das 5%- und das 95%-Quantil zu entnehmen. Die Budgetanteile für „Nahrung“, „Mobilität“ und „Sonstiges“ weisen sowohl im Osten als auch im Westen die größte Streuung auf. Auffällig ist die deutlich linksschiefe Verteilung der Budgetanteile in den Gütergruppen „Mobilität“ und „Sonstiges“ sowie im früheren Bundesgebiet bei der Gütergruppe „Pfleger“.

Die Streuung der Budgetanteile wird maßgeblich bestimmt durch die Einkommensverteilungen der Haushaltstypen. Dies wird belegt durch die graphische Darstellung in Abbildung 14. Dort sind für ausgewählte Haushaltstypen nichtparametrische Schätzung der Budgetanteile in Abhängigkeit vom Einkommen bzw. den Gesamtausgaben abgetragen. Die Schätzung erfolgte zunächst für jede Gütergruppe getrennt, anschließend wurden die geschätzten Anteile kumuliert. Beim Addieren der Budgetanteile pflanzen sich starke Ausschläge in einzelnen geschätzten Kurven fort. Deshalb erfolgte bei der Schätzung eine stärkere Glättung, als durch das Kreuzvalidierungskriterium angezeigt erschien: Es wurde stets das 1,5-fache der gemäß diesem Kriterium optimalen Bandweite gewählt. Damit einflussreiche Beobachtungen am Rand des Datensatzes die Schätzung nicht über Gebühr beeinflussen, wurde das erste Prozent der Haushalte mit den niedrigsten und das „oberste“ Prozent der Haushalte mit dem höchsten Einkommen bei der Schätzung nicht berücksichtigt. Gerade bei der nichtparametrischen Schätzung ist ein solches Bereinigen oder „Trimmen“ des Datensatzes an den Rändern der Verteilung üblich.⁴ Mit Verweis auf die hohen Fallzahlen wird auf eine weitergehende, insbesondere bei einem System von Schätzgleichungen methodisch problematische Identifikation und spezielle Behandlung von Ausreißern verzichtet. Als Schätzmethode wur-

⁴ Neben dem Ausschluss von Randbeobachtungen sind verfeinerte Verfahren verfügbar. Bei der nichtparametrischen Schätzung von Engelkurven „trimmen“ *Banks et al.* (1997) Beobachtungen, die bezüglich der logarithmierten Gesamtausgaben oder eines der betrachteten Budgetanteile um mehr als drei Standardabweichungen vom jeweiligen Mittelwert abweichen. *Blundell/Duncan* (1998) schließen die 2% der Beobachtungen aus, die in dem Bereich geringster Dichte der Gesamtausgaben liegen.



Die Abbildungen geben folgende Quantile wieder:

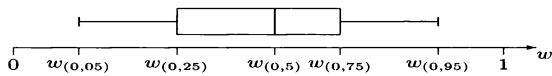
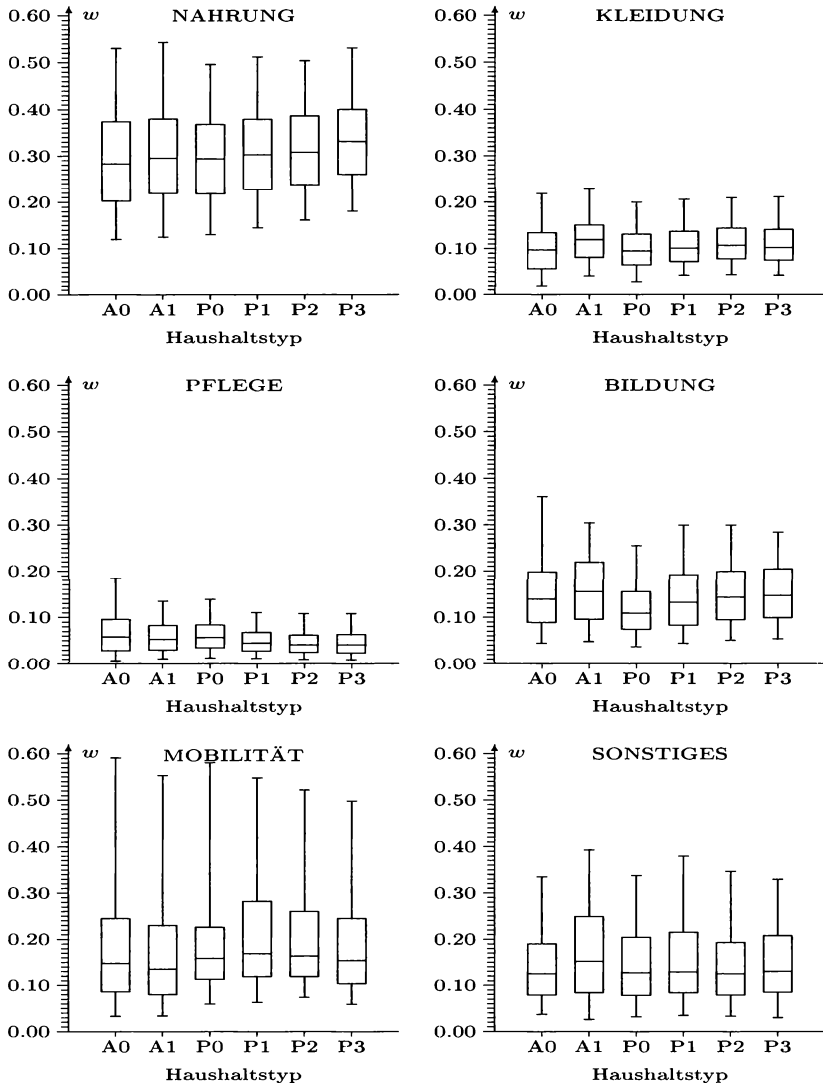


Abbildung 12: Box-Plots für die Verteilung der Budgetanteile, getrennt nach Gütergruppen und Haushaltstyp, früheres Bundesgebiet



Die Abbildungen geben folgende Quantile wieder:

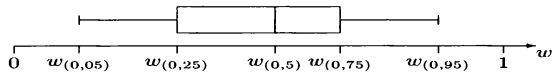


Abbildung 13: Box-Plots für die Verteilung der Budgetanteile, getrennt nach Gütergruppen und Haushaltstyp, neue Bundesländer

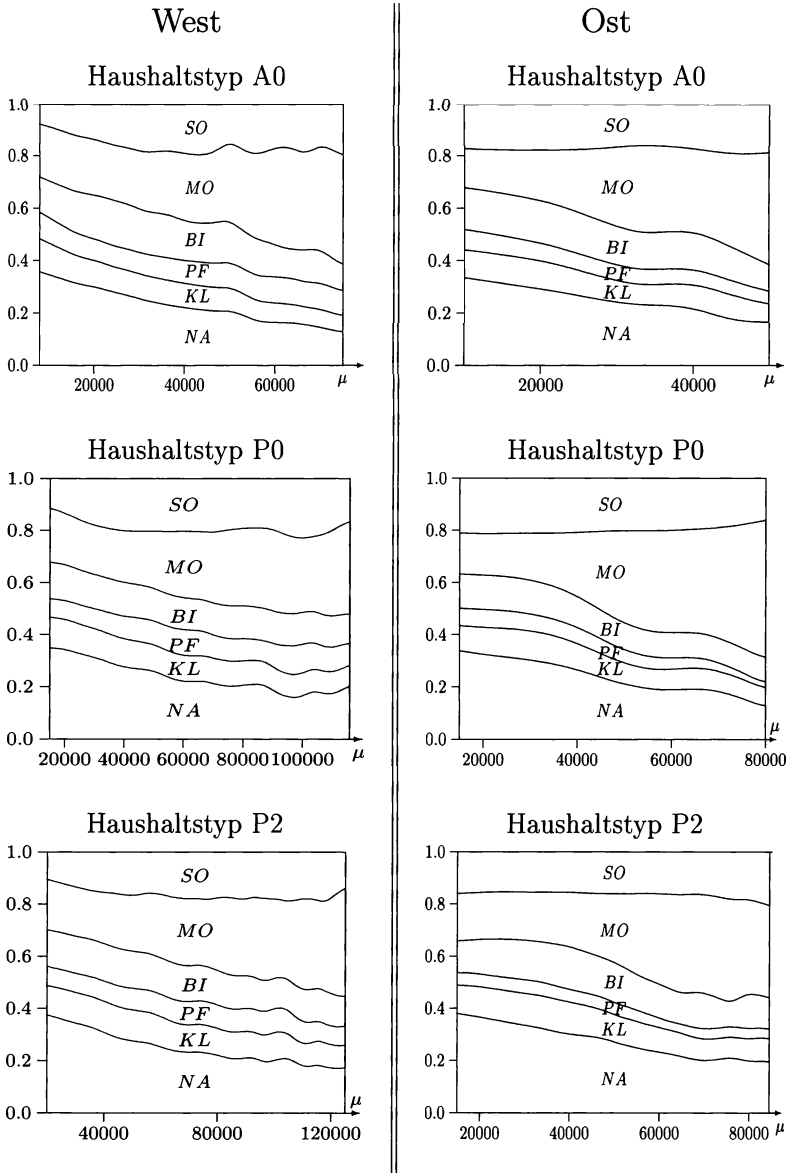


Abbildung 14: Kumulierte nichtparametrisch geschätzte Budgetanteilkurven für ausgewählte Haushaltstypen, sechs Gütergruppen, getrennt nach Gebiet

de, wie in sämtlichen folgenden nichtparametrischen Berechnungen der Nadaraya-Watson-Schätzer mit einem Quartic-Kern verwendet.

Abbildung 14 macht deutlich, dass für alle betrachteten Haushaltstypen „Nahrung“ ein Notwendigkeitsgut darstellt, während „Mobilität“ deutlich als Luxusgut eingestuft werden kann: der Budgetanteil nimmt mit zunehmendem Einkommen bzw. steigenden Gesamtausgaben deutlich zu. Ein Vergleich des Verbrauchs verschiedener Haushaltstypen oder von Haushalten mit gleicher Zusammensetzung jeweils im früheren Bundesgebiet und den neuen Ländern anhand von Abbildung 14 erscheint schwierig. Hierfür besser geeignet sind die Abbildungen 15 und 16, in denen nach Gebiet getrennte Engelkurvenschätzungen verschiedener Haushalte für die sechs Gütergruppen jeweils in einem Schaubild dargestellt werden. Die Darstellung erfolgt in Niveauform, d. h. die güterspezifischen Ausgaben werden jeweils auf das Einkommen regressiert. Gegenüber der Budgetanteildarstellung gibt diese Darstellung unmittelbar einen ersten Eindruck davon, inwieweit die in der empirischen Konsumforschung für Deutschland populären Linearen Ausgabensysteme mit der Annahme linearer Engelkurven einen adäquaten Analyserahmen bieten, und inwieweit eine quadratische Verallgemeinerung zweckmäßig erscheint. Formal wird dieser Frage in Abschnitt B.II. nachgegangen. Die Schätzmethode ist wieder der Nadaraya-Watson-Schätzer mit Quartic-Kern und aus Gründen einer übersichtlicheren Darstellung wurde auch hier eine leichte „Überglättung“ der Daten gewählt, die verwendete Bandweite ist um 50% höher als die durch Kreuzvalidierung ermittelte Bandweite. Um die Darstellung übersichtlich zu halten, wurde ferner darauf verzichtet, die Engelkurven der Alleinerziehenden mit einem Kind und der Ehepaare mit drei Kindern in die Graphiken aufzunehmen. Die Engelkurven dieser Haushaltstypen finden sich jedoch im Anhang in den Graphiken A.1 bis A.3 auf den Seiten 214 bis 216. Dort sind für dieselbe Gütergruppe die Engelkurven zweier Haushaltstypen, jeweils aus dem früheren Bundesgebiet und den neuen Bundesländern, einander gegenübergestellt.

Es zeigt sich, dass die Annahme linearer Engelkurven allenfalls für einzelne Haushaltstypen und einzelne Gütergruppen gerechtfertigt erscheint. Die betrachteten Haushaltstypen weisen zumindest in einzelnen Gütergruppen deutliche Unterschiede in der Engelbeziehung auf. Dabei sind Vergleiche zwischen den Alleinlebenden und den Alleinerziehenden auf der einen und den Ehepaaren mit und ohne Kinder auf der anderen Seite nur in „niedrigen“ Einkommensbereichen möglich, weil die erstgenannten Haushaltstypen zu geringe Fallzahlen in den oberen Einkommensbereichen aufweisen, als dass eine nichtparametrische Schätzung dort noch möglich wäre (vgl. auch Abbildung 10).

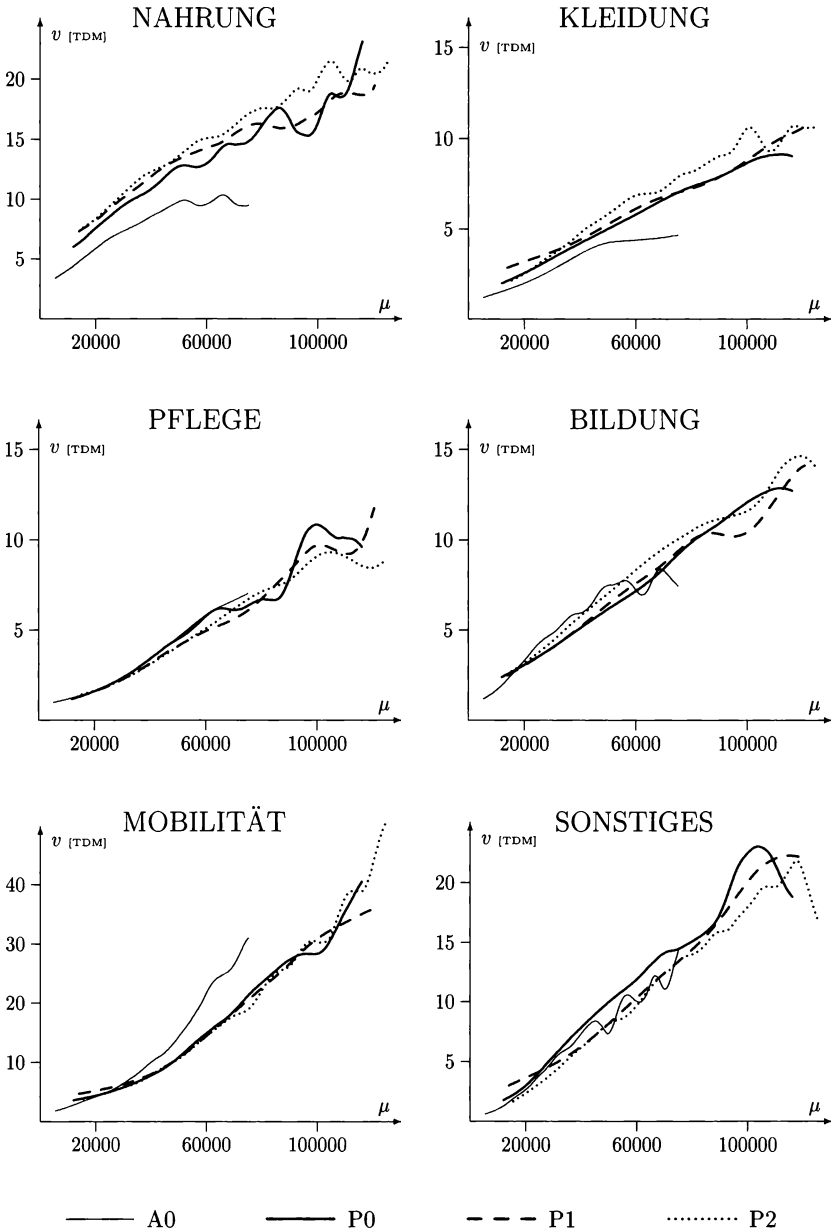


Abbildung 15: Nichtparametrische Engelkurven für ausgewählte Haushaltstypen, sechs Gütergruppen, früheres Bundesgebiet

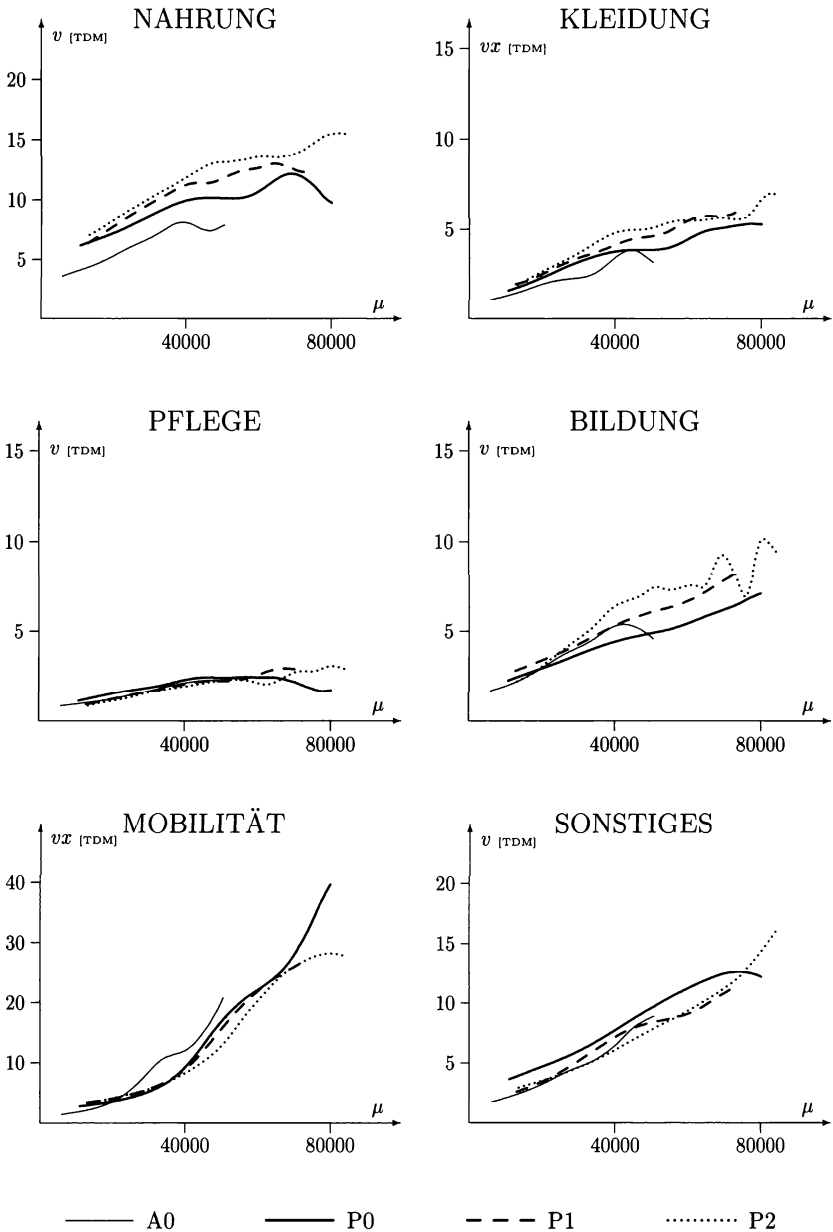


Abbildung 16: Nichtparametrische Engelkurven für ausgewählte Haushaltstypen, sechs Gütergruppen, neue Bundesländer

Die Unterschiede zwischen den Haushaltstypen sind – mit Ausnahme der Gütergruppe „Pflege“ – in den neuen Ländern etwas ausgeprägter als im früheren Bundesgebiet. Insgesamt offenbart der Ost-West-Vergleich ein anderes Niveau der Ausgabenhöhe (besonders deutlich in den Abbildungen A.1 bis A.3), die Tendenz zwischen den Haushaltstypen ist jedoch durchaus ähnlich. So weisen Alleinlebende deutlich höhere Ausgaben für Mobilität auf als Ehepaare ohne Kinder. Die Engelkurven der Ausgaben für Körper- und Gesundheitspflege sind dagegen nahezu identisch. Für Nahrungs- und Genussmittel zeigen sich deutliche Unterschiede in Bezug auf die Haushaltsgröße. Im Westen ergeben sich erst bei den Haushaltstypen P2 und P3 ähnliche Kurvenverläufe, während diese Haushaltstypen in den neuen Ländern noch deutliche Unterschiede aufweisen (vgl. Abbildung A.3). Bei den Familien mit drei Kindern liegen – im Osten wie im Westen – die Ausgaben für „Mobilität“ und „Sonstiges“ unter denen der Ehepaare mit zwei Kindern, während in den Kategorien „Kleidung“, „Pflege“ und „Bildung“ das dritte Kind keinen nennenswerten Einfluss auf die Ausgabenhöhe hat.

Gerade die letztgenannten Vergleiche sind für familienpolitische Analysen bedeutungsvoll, offenbaren sie doch Verbrauchsumschichtungen einer Familie mit steigender Kinderzahl. Um diesen Vergleich plastisch darzustellen, sind in Abbildung 17 für das frühere Bundesgebiet die Abweichungen der Budgetanteile für Familien mit Kindern zu den betreffenden Budgetanteilen der kinderlosen Ehepaare dargestellt. Diese Differenzen in den (geschätzten) Budgetanteilen geben zu jedem Einkommensniveau μ an, welche relative Änderung des Verbrauchsverhaltens bzw. welche Verbrauchsumschichtung mit einer Änderung des Haushaltsmerkmals – hier: der Kinderzahl – verbunden ist. Delgado und Miles (1997), S. 412, bezeichnen die beobachteten Abweichungen der Budgetanteile daher als Merkmals-Substitutionseffekte (characteristic substitution effects).

Dabei zeigt sich erstens, dass bezüglich der Gütergruppen „Nahrung“, „Mobilität“ und „Sonstiges“ deutliche, für die übrigen Gütergruppen dagegen eher moderate Abweichungen der Familien gegenüber den Ehepaaren auftreten. Bezüglich der Anzahl der Kinder ergeben sich dabei verschiedene Muster: Für „Kleidung“ und „Pflege“ scheint eher die Tatsache, dass (ein oder mehrere) Kinder im Haushalt leben, die Budgetanteilsungleichung zu verschieben, die Anzahl der Kinder wirkt sich auf diese Differenz nur geringfügig aus. Bei „Mobilität“ und „Bildung“ ist es dagegen erst das zweite Kind, dass zu deutlicheren Abweichungen im Verbrauchsverhalten (gegenüber den Ehepaaren mit einem Kind und den kinderlosen Paaren) führt, während im Bereich „Sonstiges“ jedes einzelne Kind zu einer deutlichen Verschiebung der Budgetanteilskurve führt.

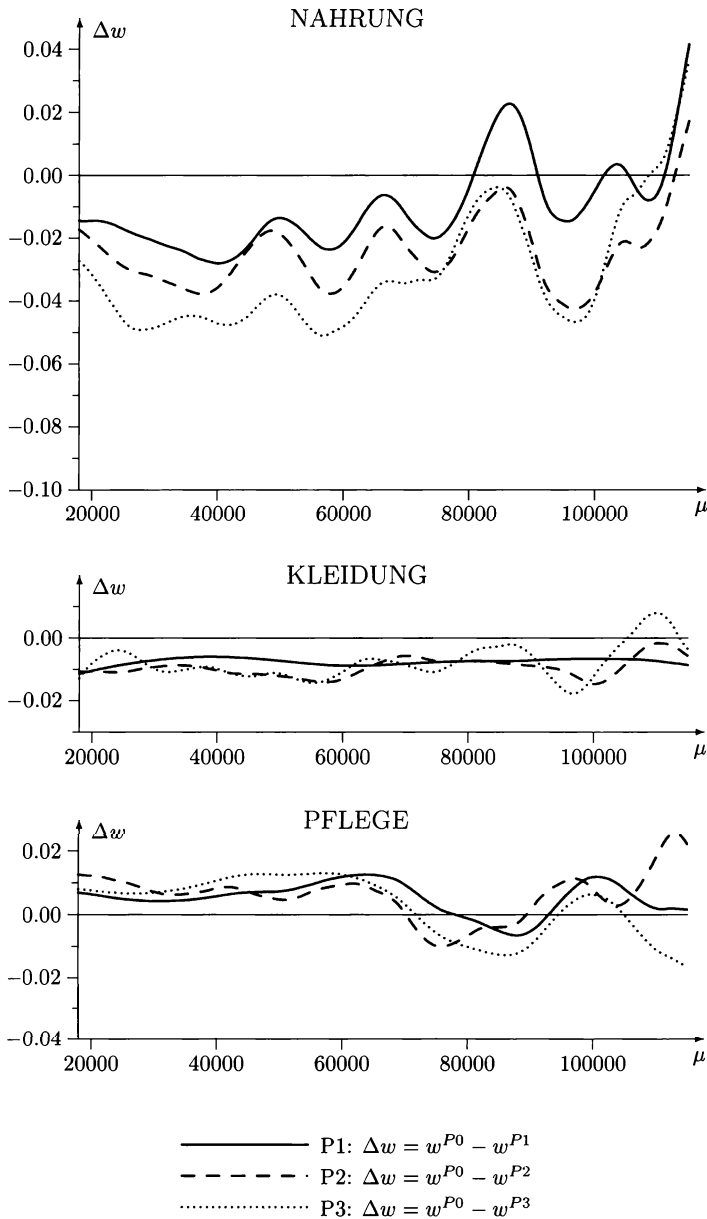


Abbildung 17: Vergleich nichtparametrisch geschätzter Budgetanteilskurven für Ehepaare mit und ohne Kinder, sechs Gütergruppen, früheres Bundesgebiet

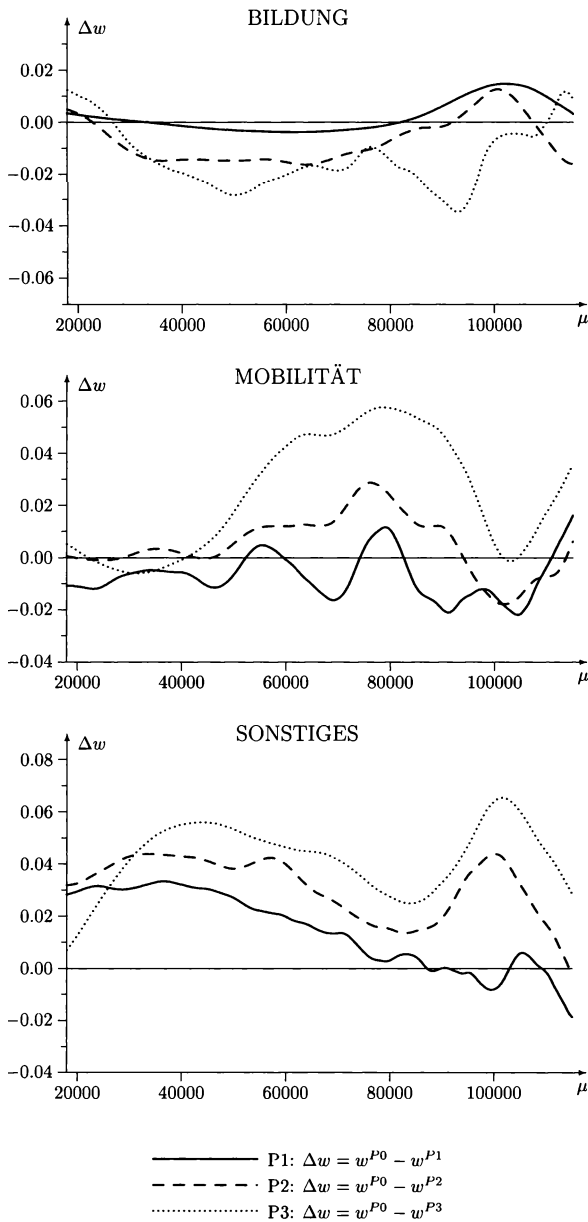


Abbildung 17 (Forts.): Vergleich nichtparametrisch geschätzter Budgetanteilskurven für Ehepaare mit und ohne Kinder, sechs Gütergruppen, früheres Bundesgebiet

II. Test parametrischer Kurvenformen

1. Anpassung parametrischer und nichtparametrischer Engelkurvenformen

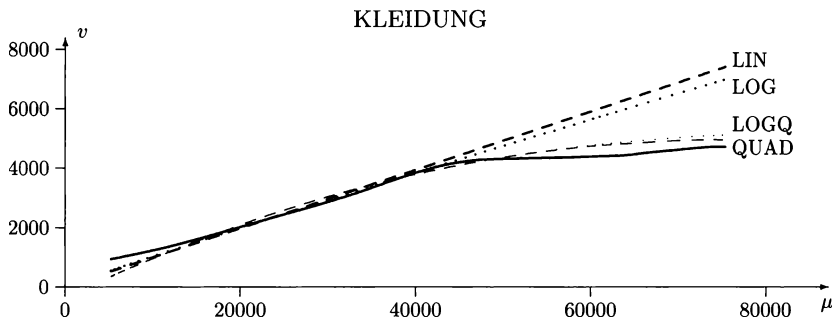
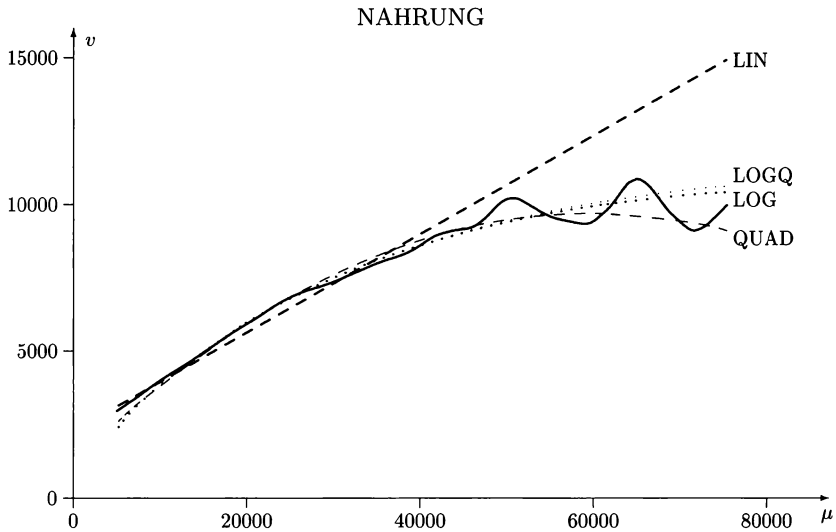
Die ökonometrische Analyse von Nachfragesystemen erfordert die Berücksichtigung von Restriktionen, die sich auf mehrere oder alle Nachfragegleichungen der betrachteten Gütergruppen beziehen. Tests dieser Restriktionen sind unerlässliche Spezifikationstests im Rahmen der System-schätzungen. Die Beachtung solcher Restriktionen im nichtparametrischen Ansatz ist kaum möglich, vgl. Lewbel (1997), S. 178, sowie die ausführliche Diskussion in Kapitel D. In parametrischen Modellen sind dagegen die nachfragetheoretischen Restriktionen häufig in einfacher Form als Parameterrestriktionen zu formulieren oder zu testen. Im LES stellt beispielsweise die Annahme positiver Mindestmengen für jede Gütergruppe unmittelbar eine parametrische Restriktion dar, da die Mindestmengen Koeffizienten des ökonometrischen Modells sind. Im AID-System lässt sich – Daten mit Preisvariation vorausgesetzt – die Symmetriebedingung anhand eines parametrischen Tests über alle betrachteten Gütergruppen hinweg überprüfen: Die Slutsky-Symmetrie postuliert, dass der Koeffizient des logarithmierten Preises des Gutes i , $\ln p_i$, in der Budgetanteils-gleichung für Gut j , $w_j = g(\cdot)$, denselben Wert besitzt wie der Koeffizient von $\ln p_j$ in $w_i = h(\cdot)$. Die nichtparametrische Engelkurvenanalyse sollte daher genutzt werden, um eine geeignete parametrische, theoretisch konsistente Kurvenform der Engelgleichungen zu finden, die mit den Daten vereinbar ist.

Die Graphiken im vorangehenden Abschnitt haben gezeigt, dass die Annahme linearer Engelkurven $v_i = a_0 + a_1\mu$ wie sie dem LES zugrunde liegt, wohl nur in Ausnahmefällen eine gute Anpassung an die Daten der EVS 1993 leisten kann. Ob sich loglineare Engelkurven in Budgetanteilsform, die PIGLOG-Präferenzen repräsentieren und z. B. als Engelkurven des AID-Systems interpretiert werden können, diesbezüglich bessere Ergebnisse liefern, ist aus den bisher dargestellten Graphiken nicht unmittelbar abzulesen: Bezogen auf das Niveau der güterspezifischen Ausgaben sind die PIGLOG-Engelkurven nichtlinear im (logarithmierten) Einkommen und lauten $v_i = \alpha_0\mu + \alpha_1\mu \ln \mu$. In Abbildung 18 sind beispielhaft für die Einpersonenhaushalte im früheren Bundesgebiet und drei ausgewählte Gütergruppen den nichtparametrischen Schätzfunktionen⁵ die li-

⁵ Nadaraya-Watson-Schätzer mit quartic-Kern und optimaler Bandweite b gemäß Kreuzvalidierung. Diese Funktionen, finden sich auch in Abbildung A.1 und 15, dort wurde jedoch zur besseren Vergleichbarkeit der nichtparametrischen Kurven untereinander eine stärkere Glättung, nämlich das 1,5-fache der gemäß Kreuzvalidierung optimalen Bandweite gewählt.

nearen (LIN) und die Engelkurven bei loglinearen Budgetanteilsgleichungen gegenübergestellt. Zusätzlich sind auch die geschätzten quadratischen Verallgemeinerungen dieser parametrischen Kurvenformen eingetragen. Mit QUAD ist die Funktionsform bezeichnet, die sich im Quadratischen Ausgabensystem (Howe et al. (1979)) ergibt, das im Kapitel E. ausführlich untersucht wird, und LOGQ steht für die Engelkurven, die man beispielsweise im Quadratischen AID-System (vgl. Banks et al. (1997)) erhält, siehe Kapitel D.⁶ Beide quadratischen Modellvarianten sind zulässig in dem Sinn, dass sie integrierbare Nachfragesysteme repräsentieren. Die folgende Analyse beschränkt sich daher auf die Betrachtung dieser polynomischen Funktionsformen. Eine Modellierung anhand willkürlich gewählter, alternativer Kurvenformen unterbleibt zum einen, da hierdurch Verstöße gegen die allgemeinen Restriktionen von Nachfragesystemen vermieden werden (vgl. die ausführliche Diskussion in Abschnitt A.II.3.) und da – wie noch zu zeigen sein wird – die polynomischen Ansätze in der empirischen Anwendung eine hinreichende Anpassung an die Daten aufweisen. Diesbezüglich zeigt bereits Abb. 18 deutlich, dass für eine gute Beschreibung der Engelbeziehungen in den verschiedenen Gütergruppen ein unterschiedliches Maß an Flexibilität der parametrischen Kurvenformen notwendig ist. So erscheint bereits die loglineare Spezifikation für die Gütergruppe „Nahrung“ gut geeignet, während bei „Kleidung“ erst eine quadratische Spezifikation zu guter Kurvenanpassung führt. Für „Mobilität“ dagegen erweisen sich auch die quadratischen Kurven als zu restriktiv, eine höhere Parametrisierung z. B. durch Wahl eines höheren Polynomgrads verspricht hier eine bessere Modellierung der beobachteten Ausgabedaten der Einpersonenhaushalte.

⁶ Die Schätzung erfolgte mit dem einfachen Kleinst-Quadrat-Verfahren. Um einer möglichen Heteroskastie der Störgrößen Rechnung zu tragen, wurden alle vier Kurven jeweils in Budgetanteilsform geschätzt. Die geschätzten Koeffizienten der Engelgleichungen sind in Tabelle A.1 im Anhang II., S. 213, aufgeführt.



v : Ausgaben für die jeweilige Gütergruppe in DM/Jahr
 μ : Gesamtausgaben in DM/Jahr

$$\text{LIN: } \hat{v} = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 \mu$$

$$\text{QUAD: } \hat{v} = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 \mu + \hat{b}_2 \mu^2$$

$$\text{LOG: } \hat{v} = \hat{\alpha}_0 \mu + \hat{\alpha}_1 \mu \ln \mu$$

$$\text{LOGQ: } \hat{v} = \hat{\beta}_0 \mu + \hat{\beta}_1 \mu \ln \mu + \hat{\beta}_2 \mu (\ln \mu)^2$$

Abbildung 18: Vergleich parametrischer und nichtparametrischer Engelkurvenschätzungen am Beispiel ausgewählter Gütergruppen für Einpersonenhaushalte im früheren Bundesgebiet

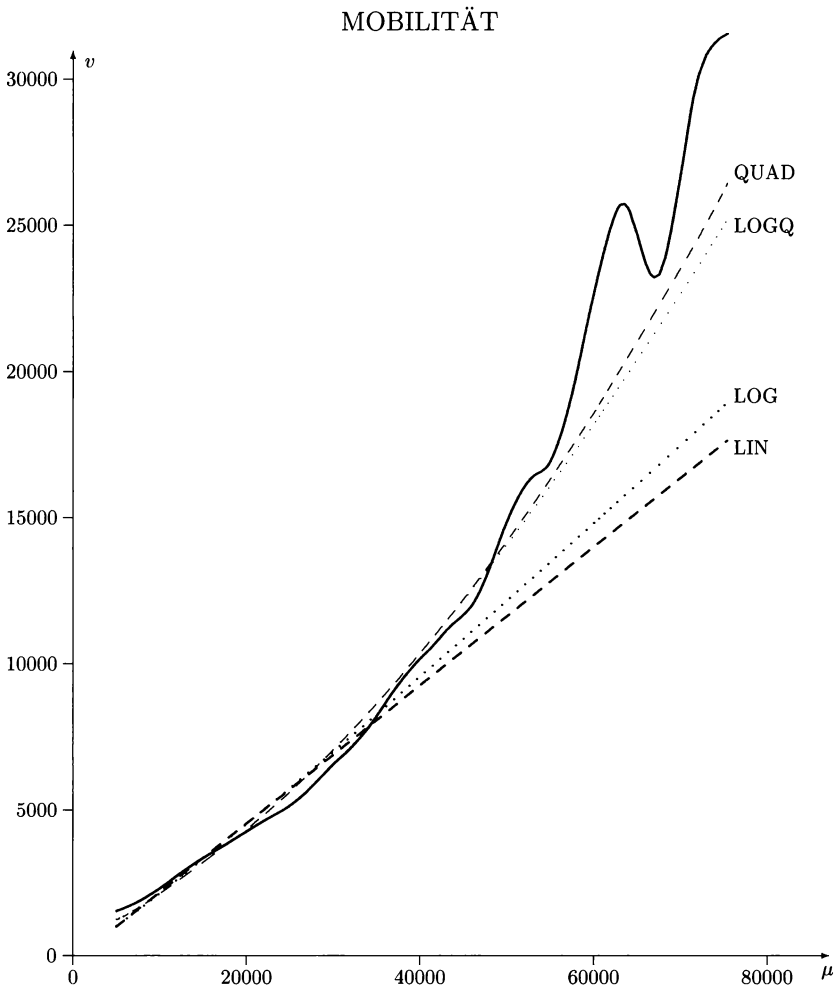


Abbildung 18 (Forts.): Vergleich parametrischer und nichtparametrischer Engelkurvenschätzungen am Beispiel ausgewählter Gütergruppen für Einpersonenhaushalte im früheren Bundesgebiet

2. Schätzung der Ausgabenelastizitäten

Bevor ein formales Testverfahren zur Auswahl einer geeigneten Kurvenform vorgestellt und auf die Daten der EVS 1993 angewendet wird, bleibt festzuhalten, dass Engelkurven per se bzw. die geschätzten Koeffizienten parametrischer Engelkurven nur in Ausnahmefällen Gegenstand empirischer Konsumanalysen sind. Die ausgabenanalytische Bestimmung von Äquivalenzskalen mag hiervon eine gewichtige Ausnahme darstellen. Für sozial- und steuerpolitische Fragestellungen, aber auch für die Produktpolitik und Marketing-Analysen sind dagegen aus den Engelbeziehungen abgeleitete Kennzahlen wie marginale Budgetanteile und Einkommens- (bzw. Ausgaben-)Elastizitäten von größerer Bedeutung als einzelne Koeffizienten der Schätzgleichungen. Es bleibt daher zunächst zu prüfen, inwieweit die Wahl unterschiedlicher Kurvenformen, die – wie in Abbildung 18 dargestellt – visuell zu deutlich unterschiedlicher Gestalt der Engelbeziehung führen mag, auch die genannten Kennzahlen beeinflusst. Dies geschieht im Folgenden am Beispiel der Ausgabenelastizitäten im Rahmen zweier polynomischer Ansätze. Die Parametrisierung

$$(26) \quad q_i = a_{0i} + a_{1i}\mu + a_{2i}\mu^2 + \dots + a_{Mi}\mu^M = \sum_{m=0}^M a_{mi}\mu^m, \quad ,$$

enthält für $M = 1$ und $M = 2$ die oben mit LIN und QUAD bezeichneten Fälle, für den kubischen Fall $M = 3$ steht im Folgenden KUB. Die Klasse der „Budgetanteils“-Engelkurven

$$(27) \quad q_i = a_{0i}\mu + a_{1i}\mu \ln \mu + \dots + a_{Mi}\mu (\ln \mu)^M = \sum_{m=0}^M a_{mi}\mu (\ln \mu)^m$$

beinhaltet für $M = 1$ und $M = 2$ die oben mit LOG und LOGQ etikettierten Fälle, LOGKUB steht im Folgenden für die kubische Variante mit $M = 3$.

Marginale Budgetanteile geben an, welcher Anteil einer zusätzlichen Einheit Einkommens auf die einzelnen Gütergruppen entfällt. Unterstellt man konstante Preise, die ohne Einschränkung der Allgemeingültigkeit auf 1 normiert werden können, so entsprechen „Gütermenge“ und „güter-spezifische Ausgaben“ einander jeweils. Die marginalen Budgetanteile ζ_i ergeben sich dann als $\zeta_i = \partial q_i / \partial \mu$.

Für die polynomischen Engelkurven (26) gilt damit

$$\begin{aligned}
 \zeta_i &= a_{1i} + 2a_{2i}\mu + 3a_{3i}\mu^2 + \dots + Ma_{Mi}\mu^{M-1} \\
 (28) \quad &= \sum_{m=0}^M ma_{mi}\mu^{m-1}
 \end{aligned}$$

und für die Engelkurven in Budgetanteilsform (27)

$$\begin{aligned}
 \zeta_i &= a_{0i} + a_{1i}(\ln \mu + 1) + a_{2i}(\ln \mu + 2) \ln \mu + \dots \\
 &\quad + a_{Mi}(\ln \mu + M)(\ln \mu)^{M-1} \\
 (29) \quad &= \sum_{m=0}^M a_{mi}(\ln \mu + m)(\ln \mu)^{m-1}
 \end{aligned}$$

Marginale Budgetanteile lassen das Niveau von Ausgaben und Einkommen unberücksichtigt. Dividiert man, zur Berücksichtigung dieser Größen, die marginalen Budgetanteile durch die Budgetanteile q_i/μ , so erhält man die zugehörigen Einkommens- (genauer: Gesamtausgaben-)Elastizitäten η_i :

$$(30) \quad \eta_i = \frac{\zeta_i}{q_i/\mu} = \frac{\partial q_i}{\partial \mu} \cdot \frac{\mu}{q_i} = \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln \mu}$$

Für das Engelkurvensystem (26) gilt also

$$(31) \quad \eta_i = \left(\sum_{m=1}^M ma_{mi}\mu^m \right) / q_i$$

und für das System (27) erhält man

$$(32) \quad \eta_i = \left(\sum_{m=0}^M a_{mi}(\ln \mu + m)(\ln \mu)^{m-1} \right) \cdot \frac{\mu}{q_i}$$

In Tabelle 6 sind die geschätzten Ausgabenelastizitäten für die Gütergruppe „Nahrung“ und drei ausgewählte Haushaltstypen im früheren Bundesgebiet angegeben, nämlich für Alleinlebende, Ehepaare ohne Kind und Ehepaare mit zwei Kindern. Dabei wurde, in Erweiterung der Darstellung aus Abbildung 18, auch ein kubisches Polynom in den Engelbeziehungen (26) bzw. (27) berücksichtigt. Um die Ergebnisse auch über die Haushaltstypen vergleichbar zu machen, wurden die Ausgabenelastizitäten an

Tabelle 6

**Geschätzte Ausgabenelastizitäten Gütergruppe NAHRUNG,
ausgewertet an den Gesamtausgabenquartilen
bei alternativen Parametrisierungen der Engelkurven,
früheres Bundesgebiet**

Modell	Quantil	Haushaltstyp					
		A0	A1	P0	P1	P2	P3
LOGKUB	$\mu_{0,25}$	0,653 (0,015)	0,604 (0,038)	0,551 (0,015)	0,614 (0,017)	0,580 (0,014)	0,573 (0,021)
	$\mu_{0,5}$	0,585 (0,019)	0,533 (0,048)	0,527 (0,019)	0,549 (0,020)	0,482 (0,018)	0,489 (0,026)
	$\mu_{0,75}$	0,514 (0,024)	0,463 (0,061)	0,527 (0,023)	0,452 (0,025)	0,404 (0,023)	0,408 (0,032)
LOGQ	$\mu_{0,25}$	0,665 (0,014)	0,617 (0,036)	0,563 (0,013)	0,619 (0,015)	0,598 (0,014)	0,591 (0,020)
	$\mu_{0,5}$	0,610 (0,012)	0,574 (0,031)	0,552 (0,012)	0,559 (0,013)	0,542 (0,012)	0,531 (0,017)
	$\mu_{0,75}$	0,535 (0,020)	0,505 (0,048)	0,545 (0,020)	0,460 (0,023)	0,463 (0,018)	0,445 (0,026)
LOG	$\mu_{0,25}$	0,656 (0,010)	0,623 (0,023)	0,612 (0,009)	0,605 (0,010)	0,593 (0,009)	0,582 (0,013)
	$\mu_{0,5}$	0,609 (0,012)	0,576 (0,029)	0,559 (0,012)	0,556 (0,013)	0,540 (0,011)	0,529 (0,016)
	$\mu_{0,75}$	0,545 (0,017)	0,500 (0,041)	0,485 (0,016)	0,476 (0,018)	0,467 (0,015)	0,453 (0,022)
KUB	$\mu_{0,25}$	0,695 (0,012)	0,643 (0,033)	0,589 (0,012)	0,641 (0,014)	0,618 (0,013)	0,608 (0,018)
	$\mu_{0,5}$	0,629 (0,014)	0,582 (0,036)	0,551 (0,015)	0,570 (0,016)	0,528 (0,014)	0,518 (0,021)
	$\mu_{0,75}$	0,512 (0,025)	0,464 (0,066)	0,497 (0,026)	0,434 (0,027)	0,403 (0,024)	0,389 (0,035)
QUAD	$\mu_{0,25}$	0,698 (0,013)	0,642 (0,034)	0,597 (0,012)	0,647 (0,014)	0,616 (0,013)	0,614 (0,019)
	$\mu_{0,5}$	0,674 (0,011)	0,629 (0,027)	0,608 (0,011)	0,611 (0,012)	0,589 (0,011)	0,579 (0,015)
	$\mu_{0,75}$	0,595 (0,017)	0,559 (0,042)	0,584 (0,018)	0,504 (0,021)	0,511 (0,016)	0,487 (0,024)
LIN	$\mu_{0,25}$	0,631 (0,012)	0,561 (0,031)	0,552 (0,011)	0,565 (0,013)	0,525 (0,012)	0,523 (0,017)
	$\mu_{0,5}$	0,708 (0,011)	0,631 (0,029)	0,626 (0,011)	0,632 (0,013)	0,594 (0,011)	0,589 (0,016)
	$\mu_{0,75}$	0,777 (0,009)	0,710 (0,026)	0,699 (0,010)	0,708 (0,011)	0,663 (0,010)	0,659 (0,015)

(Standardfehler in Klammern)

den Quartilen der Ausgabenverteilung des jeweiligen Haushaltstyps ausgewertet. Als Notwendigkeitsgut besitzt „Nahrung“ eine Einkommens- bzw. Gesamtausgabenelastizität, die deutlich unter eins liegt, d. h. eine Einkommenssteigerung bewirkt eine unterproportionale Erhöhung der Ausgaben für die Ernährung. Für die Einpersonenhaushalte A0 nehmen die Elastizitäten mit zunehmendem Einkommen deutlich ab. Mit Ausnahme linearer Engelkurven liefern unterschiedliche Kurvenformen auch sehr ähnliche (Muster der) Ausgabenelastizitäten. Dieses Ergebnis deckt sich mit der graphischen Darstellung in Abbildung 18. Bei den Ehepaaren ohne Kinder, P0, liegt die Ausgabenelastizität im unteren Quartil deutlich niedriger als bei den Alleinlebenden, fällt aber mit zunehmendem Lebenshaltungsniveau weniger stark ab, so dass die Werte im oberen Quartil vergleichbar sind mit denen des Haushaltstyps A0. Bei Paaren mit zwei Kindern liegen die Elastizitäten über die Kurvenformen hinweg für das untere Quartil (niedrige Lebenshaltung) in vergleichbarer Größenordnung wie für kinderlose Paare, fallen dann aber, mit zunehmenden Gesamtausgaben, drastischer ab. Die lineare Kurvenform indiziert gegenüber allen anderen Parametrisierungen ein Steigen der Ausgabenelastizität mit steigendem Wohlstand. Angesichts der Darstellung in Abbildung 18 ist dieses unplausible Resultat augenscheinlich auf die zu restriktive Annahme der Linearität der Engelbeziehung zurückzuführen.

Tabelle 7 gibt die entsprechenden Daten für die Gütergruppe „Mobilität“ wieder. Mit einer Einkommenselastizität größer als eins ist „Mobilität“ ein sog. Luxusgut: Eine Verbesserung der Einkommenssituation führt zu einer Steigerung des Budgetanteils für „Mobilität“. Zudem steigt die Elastizität für alle Haushaltstypen mit dem Einkommen, wenn man – wiederum mit dem Verweis auf Abbildung 18 – die gegenteilige Aussage linearer und loglinearer Engelkurven als Spiegelbild der viel zu restriktiven Kurvenform wertet. Im Gegensatz zu „Nahrung“ weisen die Ehepaare ohne Kinder jetzt eine deutlichere Änderung der Elastizität mit wachsendem Wohlstand auf als die Alleinlebenden. Am deutlichsten sind die Änderungen vom unteren zum oberen Quartil jedoch wiederum bei den Ehepaaren mit zwei Kindern.

Insgesamt verdeutlichen die graphischen Darstellungen dieses Abschnitts die Notwendigkeit, die Kurvenform bzw. die Parametrisierung der Engelkurven durch ein statistisches Testverfahren abzusichern.

Tabelle 7

**Geschätzte Ausgabenelastizitäten Gütergruppe MOBILITÄT,
ausgewertet an den Gesamtausgabenquantilen
bei alternativen Parametrisierungen der Engelkurven,
früheres Bundesgebiet**

Modell	Quantil	Haushaltstyp					
		A0	A1	P0	P1	P2	P3
LOGKUB	$\mu_{0,25}$	1,044 (0,031)	0,995 (0,096)	1,175 (0,040)	1,128 (0,045)	1,145 (0,042)	0,985 (0,062)
	$\mu_{0,5}$	1,161 (0,031)	1,190 (0,100)	1,336 (0,037)	1,305 (0,041)	1,411 (0,041)	1,236 (0,061)
	$\mu_{0,75}$	1,298 (0,026)	1,376 (0,081)	1,422 (0,029)	1,445 (0,033)	1,545 (0,032)	1,545 (0,048)
LOGQ	$\mu_{0,25}$	1,078 (0,028)	0,988 (0,087)	1,138 (0,033)	1,110 (0,039)	1,102 (0,038)	1,052 (0,058)
	$\mu_{0,5}$	1,212 (0,020)	1,175 (0,061)	1,287 (0,023)	1,281 (0,027)	1,326 (0,025)	1,349 (0,039)
	$\mu_{0,75}$	1,321 (0,024)	1,369 (0,070)	1,406 (0,028)	1,438 (0,032)	1,503 (0,028)	1,589 (0,044)
LOG	$\mu_{0,25}$	1,216 (0,022)	1,213 (0,064)	1,290 (0,026)	1,302 (0,031)	1,366 (0,029)	1,387 (0,045)
	$\mu_{0,5}$	1,201 (0,019)	1,200 (0,057)	1,267 (0,022)	1,279 (0,026)	1,332 (0,024)	1,350 (0,037)
	$\mu_{0,75}$	1,187 (0,016)	1,187 (0,050)	1,245 (0,019)	1,254 (0,022)	1,302 (0,020)	1,317 (0,030)
KUB	$\mu_{0,25}$	1,092 (0,025)	1,004 (0,082)	1,169 (0,032)	1,130 (0,036)	1,114 (0,037)	1,066 (0,054)
	$\mu_{0,5}$	1,227 (0,023)	1,221 (0,078)	1,363 (0,032)	1,315 (0,034)	1,402 (0,034)	1,308 (0,053)
	$\mu_{0,75}$	1,337 (0,028)	1,413 (0,091)	1,470 (0,032)	1,465 (0,036)	1,577 (0,035)	1,541 (0,054)
QUAD	$\mu_{0,25}$	1,082 (0,024)	0,998 (0,080)	1,130 (0,029)	1,109 (0,035)	1,102 (0,036)	1,069 (0,053)
	$\mu_{0,5}$	1,181 (0,017)	1,151 (0,054)	1,249 (0,021)	1,247 (0,024)	1,287 (0,023)	1,321 (0,036)
	$\mu_{0,75}$	1,285 (0,021)	1,331 (0,064)	1,370 (0,026)	1,402 (0,030)	1,461 (0,026)	1,553 (0,041)
LIN	$\mu_{0,25}$	1,157 (0,022)	1,145 (0,071)	1,227 (0,027)	1,230 (0,032)	1,305 (0,031)	1,304 (0,048)
	$\mu_{0,5}$	1,105 (0,014)	1,105 (0,049)	1,157 (0,018)	1,164 (0,022)	1,214 (0,021)	1,217 (0,032)
	$\mu_{0,75}$	1,071 (0,009)	1,071 (0,032)	1,109 (0,012)	1,111 (0,014)	1,151 (0,014)	1,152 (0,021)

(Standardfehler in Klammern)

3. Das SCM-Bootstrap-Verfahren zum Test parametrischer Kurvenformen

Allgemein kann die Anpassungsgüte einer beliebigen Funktion an die beobachteten Daten anhand verschiedener Gütekriterien gemessen und diese für verschiedene Kurvenformen verglichen werden. Im Falle einer erwartungstreuen Schätzfunktion lässt sich beispielsweise die Residuenquadratsumme als Gütemaß heranziehen. Im Falle der grundsätzlich mit einer Verzerrung behafteten nichtparametrischen Glättung (vgl. Abschnitt A.IV.) propagieren Engel und Kneip (1996) den mittleren erwarteten quadratischen Fehler (mean average squared error, *MASE*) als geeignetes Gütemaß.⁷ Unabhängig von dem gewählten Gütekriterium ist jedoch zu erwarten, dass eine nichtparametrische Kernschätzung infolge der flexibleren Kurvenform stets eine bessere Anpassung an die Daten liefert als eine parametrische Regressionskurve, zumindest, wenn letztere sparsam parametrisiert ist. Zur Illustration dieses Sachverhalts kann wieder auf Abbildung 18 verwiesen werden. Daher stellt sich die Frage, inwieweit die Verbesserung der Anpassung bei nichtparametrischen Modellen „signifikant“ gegenüber derjenigen parametrischer Ansätze ist. Es gilt mithin, ein statistisches Testverfahren anhand einer Prüfgröße mit bekannter (asymptotischer) Verteilung zu konstruieren.

Bezeichnet man mit $m_{\hat{\theta}}$ das parametrische Modell, wobei θ der Parametervektor aus dem Parameterraum Θ darstellt, so ist $H : m(x) \in \{m_{\theta}(x) : \theta \in \Theta\}$ die Nullhypothese der Gültigkeit des parametrischen Modells. Als Alternativmodell wird im Folgenden stets der Nadayara-Watson Kernschätzer $\hat{m}_b$ herangezogen. Dann liegt es nahe, zur Konstruktion einer Teststatistik auf die quadratische Distanz

$$\Delta = \int (\hat{m}_b(x) - m_{\hat{\theta}}(x))^2 dx \quad \text{mit} \quad \hat{m}_b(x) = \sum_{i=1}^n \omega_{ib}(x) Y_i$$

⁷ Der *MASE* ist das stetige Analogon zum *MISE* (mean integrated squared error, vgl. (21) auf S. 54:

$$MASE = E\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{m}(x_i) - m(x_i))^2\right]$$

Engel/Kneip (1996) vergleichen anhand des (geschätzten) *MASE* parametrische und nichtparametrische Engelkurvenschätzungen für französische Haushaltsbudgetdaten.

zurückzugreifen.⁸ Um der Verzerrung des Kernschätzers bei der Konstruktion einer Teststatistik Rechnung zu tragen, schlagen Härdle und Mammen (1993) vor, das Ausmaß dieser Verzerrung explizit im Abstandsmaß zu berücksichtigen, indem auch der parametrische Schätzer eine nachträgliche „Glättung“ erfährt, dem nichtparametrischen Schätzer $\hat{m}_b(x)$ wird also sein „geschätzter parametrischer Erwartungswert“ $\kappa_b m_{\hat{\theta}}(x)$ gegenübergestellt. Dabei ist $\kappa_b g(\cdot) = \sum_{i=1}^n K(\frac{\cdot - X_i}{b})g(X_i) / \sum_{i=1}^n K(\frac{\cdot - X_i}{b})$ der Nadaraya-Watson-Glätter. Das modifizierte Distanzmaß lautet

$$(33) \quad \Delta_b = \int (\hat{m}_b(x) - \kappa_b m_{\hat{\theta}}(x))^2 \psi(x) dx \quad ,$$

wobei mit $\psi(x)$ eine zusätzliche Gewichtung bzw. Selektion der einzelnen Datenpunkte ermöglicht wird. Härdle und Mammen zeigen, dass die darauf aufbauende Teststatistik $T_n = n\sqrt{b}\Delta_b$ asymptotisch normalverteilt ist. Da die Konvergenzgeschwindigkeit jedoch sehr niedrig ist, empfehlen sie, die Verteilung der Teststatistik anhand eines Bootstrap-Verfahrens zu ermitteln. In der einfachsten Form dieses Verfahrens werden aus den Beobachtungen $\{X_i, Y_i\}_{i=1}^n$ wiederholt Stichproben $\{X_i^*, Y_i^*\}_{i=1}^n$ vom Umfang n mit Zurücklegen aus dem gegebenen Datensatz gezogen und jeweils die interessierende Statistik berechnet. Die resultierenden Quantile der beobachteten (Bootstrap-)Verteilung können dann als kritische Werte der Verteilung unter der Nullhypothese zum jeweiligen Niveau interpretiert werden. Härdle und Mammen (1993) argumentieren jedoch, dass dieses „naive Bootstrap“ im vorliegenden Fall versagt, weil die Regressionsfunktion und der (bedingte) Erwartungswert der Bootstrap-Beobachtung auseinanderfallen.⁹ Sie schlagen daher ein alternatives Bootstrap-Verfahren vor, in dem für jeden Beobachtungspunkt die Verteilung des Residuums $\hat{\epsilon}_{b,i} = Y_i - \hat{m}_b(X_i)$ geschätzt und im Zuge der Bootstrap-Prozedur simuliert wird. Dadurch kann auch eine beliebige Form der Heteroskedastie in den Störgrößen zugelassen werden. Sie nennen dieses Verfahren „wild

⁸ Tests auf Basis dieses Ansatzes finden sich beispielsweise in *Ait-Sahaliga et al.* (1994). Im Integralausdruck kann zusätzlich eine Gewichtungsfunktion berücksichtigt werden.

⁹ Auch bei homoskedastischen Störgrößen gilt im „naiven“ Bootstrap-Verfahren

$$E_{X,Y}[Y_i^* - m_{\hat{\theta}}(X_i^*)|X_i^*] = Y_i^* - m_{\hat{\theta}}(X_i^*) \neq 0 \quad ,$$

wobei $E_{X,Y}$ den bedingten Erwartungswert $E[\cdot | \{X_i, Y_i\}_{i=1}^n]$ bezeichnet. Das unten beschriebene „wilde“ Bootstrap-Verfahren stellt dagegen die allgemeine Bedingung $E_{X,Y}[Y_i^* - m(X_i^*)|X_i^*] = 0$ sicher und ist konstruktionsbedingt auch im Fall (beliebig) heteroskedastischer Störgrößen anwendbar.

bootstrap“¹⁰. Eine einfache Möglichkeit, die Verteilung $\hat{F}_i(z)$ des Residuums zum Beobachtungspunkt i allein aus der Realisation $\hat{\epsilon}_{b,i}$ zu schätzen, besteht darin, eine Zweipunkt-Verteilung zu unterstellen und folgende Momentenrestriktionen zu berücksichtigen:

$$(34) \quad E_{\hat{F}_i}[Z] = 0, \quad E_{\hat{F}_i}[Z^2] = (\hat{\epsilon}_{b,i})^2, \quad E_{\hat{F}_i}[Z^3] = (\hat{\epsilon}_{b,i})^3.$$

Aus $E_{\hat{F}_i}[Z] = 0$ folgt, dass der Träger von $\hat{F}_i(z)$ aus einer positiven und einer negativen Ausprägung bestehen muss. Die beiden Realisationen Z_1 und Z_2 werden mit Wahrscheinlichkeit p bzw. $(1-p)$ realisiert. (34) lautet damit

$$(35) \quad \begin{aligned} E_{\hat{F}_i}[Z] &= Z_1 p + Z_2 (1-p) = (Z_1 - Z_2)p + Z_2 \stackrel{!}{=} 0 \\ E_{\hat{F}_i}[Z^2] &= Z_1^2 p + Z_2^2 (1-p) = (Z_1^2 - Z_2^2)p + Z_2^2 \stackrel{!}{=} \hat{\epsilon}_{b,i}^2 \\ E_{\hat{F}_i}[Z^3] &= Z_1^3 p + Z_2^3 (1-p) = (Z_1^3 - Z_2^3)p + Z_2^3 \stackrel{!}{=} \hat{\epsilon}_{b,i}^3 \end{aligned}$$

Auflösen dieses Gleichungssystems führt zu $Z_1 = \hat{\epsilon}_{b,i}(1 - \sqrt{5})/2$, $Z_2 = \hat{\epsilon}_{b,i}(1 + \sqrt{5})/2$ und $p = (5 + \sqrt{5})/10$. Aus dieser Zweipunktverteilung können nun unabhängige Residuen ϵ_i^* gezogen und die Bootstrap-Realisationen konstruiert werden. Durch m -maliges Wiederholen und jeweiliges Berechnen des Abstandsmaßes Δ_b^* (vgl. (33)) erhält man die empirische Verteilung von Δ_b^* , deren Quantile als kritische Werte für die beobachtete Teststatistik $T_n^* = n\sqrt{b}\Delta_b^*$ dienen.

Die Modellierung einer eigenen Verteilung für jede Störgröße schmälert die Effizienz des Schätzverfahrens. Härdle und Mammen (1993) verweisen darauf, dass sich letztere durch Berücksichtigung zusätzlicher Glattheits-Bedingungen (smoothness conditions) steigern ließe. In der Tat ist zwar davon auszugehen, dass sich die Streuung der Residuen mit zunehmendem Einkommensniveau ändert, wenig realistisch erscheint jedoch ein abrupter Wechsel der Varianz von Beobachtung zu Beobachtung, wie es mit dem wilden Bootstrap-Verfahren vereinbar wäre. Die Annahme einer stetig sich ändernden Varianz in Abhängigkeit vom Einkommens- bzw. Gesamtausgabenniveau dürfte daher keine unangemessene Restriktion darstellen. Gozalo (1997) greift diese Überlegung auf und schlägt vor, die Momente $E_{\hat{F}_i}[Z^2]$ und $E_{\hat{F}_i}[Z^3]$ in (34) nicht durch Funktionen einzelner beobachteter Residuen, sondern durch eine Glättung benachbarter Residuen bzw.

¹⁰ Härdle/Mammen (1993) weisen darauf hin, dass sich Ansätze dieses Verfahrens bereits bei Wu (1986) finden.

der entsprechenden Funktionen zu schätzen. Konkret schlägt er die Funktionen

$$(36) \quad \hat{\sigma}_{b_\sigma}^2(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \omega_{i,b_\sigma}(x) \hat{\epsilon}_i^2 \quad \text{und} \quad \hat{\mu}_{b_\mu}^3(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \omega_{i,b_\mu}(x) \hat{\epsilon}_i^3$$

vor (Gozalo (1997)). $\omega_{bi}(x)$ bezeichnet die Gewichte des Nadaraya-Watson-Schätzers, wobei unterschiedliche Bandweiten b_σ und b_μ für das zweite und dritte Moment zulässig sind. Das Verfahren, bei dem die Momentenbedingungen (34) durch

$$(37) \quad E_{\hat{F}_i}[Z] = 0, \quad E_{\hat{F}_i}[Z^2] = \hat{\sigma}_{b_\sigma}^2(X_i), \quad E_{\hat{F}_i}[Z^3] = \hat{\mu}_{b_\mu}^3(X_i)$$

ersetzt wird, nennt Gozalo das Geglättete Bedingte Momente (smooth conditional moment, SCM)-Bootstrap-Verfahren. Diese Methode nestet das naive und das wilde Bootstrap: Für $b_\sigma, b_\mu \rightarrow \infty$ gilt $\hat{\sigma}_{b_\sigma}^2(X_i) \rightarrow \frac{1}{n} \sum_j \hat{\epsilon}_j^2$ und $\hat{\mu}_{b_\mu}^3(X_i) \rightarrow \frac{1}{n} \sum_j \hat{\epsilon}_j^3$. Diese Annahme einer konstanten Varianz und eines konstanten dritten Potenzmoments ist vereinbar mit der i.i.d.-Annahme des naiven Bootstraps. Für $b_\sigma, b_\mu \rightarrow 0$ erhält man dagegen aus (37) die dem wilden Bootstrap-Verfahren zugrundeliegenden Restriktionen $E_{\hat{F}_i}[Z^2] = (\hat{\epsilon}_{b,i})^2$ und $E_{\hat{F}_i}[Z^3] = (\hat{\epsilon}_{b,i})^3$, die jeweils nur ein Residuum berücksichtigen. Der Grad der Annäherung an das wilde bzw. das naive Bootstrap-Verfahren wird durch die Wahl der Bandweiten b_σ und b_μ bestimmt. In der folgenden Anwendung werden diese Bandweiten durch Kreuzvalidierung ermittelt.¹¹ Zieht man wiederum eine Zweipunktverteilung mit den Massepunkten Z_1 und Z_2 sowie dem Parameter $p = P(Z_1)$ zur Konstruktion der Bootstrap-Replikationen heran, so erhält man aus (37)

$$Z_1 = \frac{\hat{\mu}_{b_\mu}^3(X_i) - R_i}{2\hat{\sigma}_{b_\sigma}^2(X_i)}, \quad Z_2 = \frac{\hat{\mu}_{b_\mu}^3(X_i) + R_i}{2\hat{\sigma}_{b_\sigma}^2(X_i)}, \quad p = \frac{R_i + \hat{\mu}_{b_\mu}^3(X_i)}{2R_i}$$

mit $R_i = \sqrt{[\hat{\mu}_{b_\mu}^3(X_i)]^2 + 4[\hat{\sigma}_{b_\sigma}^2(X_i)]^3}$, analog zur oben beschriebenen Lösung des Gleichungssystems (35) beim wilden Bootstrap-Verfahren.

¹¹ Gozalo (1997), S. 363, weist darauf hin, dass bei der Bestimmung dieser Bandweiten vorrangig Augenmerk auf eine geringe Verzerrung gerichtet werden sollte, da die Varianzkomponente auch durch eine Steigerung der Anzahl der Bootstrap-Wiederholungen kontrolliert werden könnte. Ein gewisses Maß an – verglichen mit der kreuzvalidierten Bandweite – zu geringer Glättung (undersmoothing) sei daher eventuell vorzuziehen.

Tabelle 8

**Marginale Signifikanzniveaus der SCM-Bootstrap-Tests
auf Anpassung parametrischer Engelkurven,
getrennt nach Haushaltstyp und Gütergruppen,
früheres Bundesgebiet**

Gütergruppe NAHRUNG						
Haushaltstyp	A0	A1	P0	P1	P2	P3
LIN	0,000	0,000	0,010	0,000	0,003	0,000
LOG	0,603	0,010	0,017	0,493	0,243	0,023
QUAD	0,637	0,026	0,013	0,037	0,330	0,293
LOGQ	0,420	0,000	0,053	0,333	0,557	0,097

Gütergruppe KLEIDUNG						
Haushaltstyp	A0	A1	P0	P1	P2	P3
LIN	0,000	0,000	0,007	0,017	0,000	0,000
LOG	0,000	0,000	0,026	0,213	0,000	0,000
QUAD	0,340	0,087	0,287	0,037	0,127	0,070
LOGQ	0,217	0,117	0,343	0,060	0,090	0,053

Gütergruppe PFLEGE						
Haushaltstyp	A0	A1	P0	P1	P2	P3
LIN	0,180	0,050	0,440	0,473	0,037	0,047
LOG	0,023	0,003	0,355	0,503	0,000	0,587
QUAD	0,000	0,000	0,263	0,465	0,004	0,246
LOGQ	0,003	0,000	0,326	0,432	0,100	0,392

(Marginale Signifikanzniveaus über einem Prozent sind mit gekennzeichnet)

Für die Haushalte im früheren Bundesgebiet sind die Ergebnisse des SCM-Bootstrap nach Gozalo in Tabelle 8 angegeben. Da die Resultate für die neuen Länder qualitativ sehr ähnlich sind, werden sie lediglich im Anhang II., Tabelle A.2, S. 217 aufgeführt. Dargestellt sind jeweils die „Marginalen Signifikanzniveaus“, d. h. der Anteil der Bootstrap-Replikationen der auf (33) aufbauenden Teststatistik, die größer als der Wert der beobachteten Teststatistik ist. Dabei wurden jeweils 1000 Replikationen be-

Tabelle 8 (Forts.)

**Marginale Signifikanzniveaus der SCM-Bootstrap-Tests
auf Anpassung parametrischer Engelkurven,
getrennt nach Haushaltstyp und Gütergruppen,
früheres Bundesgebiet**

Gütergruppe BILDUNG						
Haushaltstyp	A0	A1	P0	P1	P2	P3
LIN	0,000	0,130	0,237	0,009	0,000	0,000
LOG	0,000	0,043	0,230	0,003	0,000	0,000
QUAD	0,198	0,731	0,663	0,074	0,490	0,467
LOGQ	0,120	0,741	0,647	0,083	0,502	0,470

Gütergruppe MOBILITÄT						
Haushaltstyp	A0	A1	P0	P1	P2	P3
LIN	0,000	0,010	0,000	0,000	0,000	0,000
LOG	0,000	0,013	0,000	0,000	0,000	0,000
QUAD	0,013	0,000	0,130	0,070	0,362	0,061
LOGQ	0,000	0,003	0,244	0,219	0,433	0,043

Gütergruppe SONSTIGES						
Haushaltstyp	A0	A1	P0	P1	P2	P3
LIN	0,001	0,043	0,002	0,117	0,007	0,005
LOG	0,008	0,334	0,003	0,006	0,033	0,003
QUAD	0,010	0,299	0,153	0,567	0,640	0,182
LOGQ	0,060	0,886	0,124	0,510	0,720	0,257

(Marginale Signifikanzniveaus über einem Prozent sind mit gekennzeichnet)

rücksichtigt. Als parametrische Kurven dienen die Spezifikationen LIN und LOG sowie deren quadratische Erweiterungen QUAD und LOGQ in der Notation des vorangehenden Abschnitts (d. h. $M = 1$ und $M = 2$ in (26) und (27)). Durch die nachträgliche nichtparametrische Glättung der parametrischen Kurven in (33) kann es passieren, dass die gemessenen Signifikanzniveaus für die quadratischen Spezifikationen – wider jeder Intuition – geringer ausfallen als bei der jeweiligen (log-)linearen Kurvenform. Tat-

sächlich tritt dieser Fall häufiger ein und lässt sich für die hier analysierten Daten auch durch eine Erhöhung der Anzahl der Replikationen nicht vermeiden.

Die Testergebnisse liefern kein durchgängig konsistentes Bild für die Wahl der Kurvenform bzw. des Polynomgrades. Es lässt sich jedoch eine klare Tendenz der Testaussagen feststellen: Bei einem Testniveau von einem Prozent kann beispielsweise die Annahme loglinearer Budgetanteilskurven für „Nahrung“ stets (d. h. für alle Haushaltstypen) akzeptiert werden. Bei einem Niveau von fünf Prozent gilt dies noch für Paare mit einem und mit zwei Kindern sowie – bereits aus Abbildung 18 auf S. 81 ersichtlich – deutlich für die Alleinlebenden. Ähnlich sind die Resultate für die neuen Länder (Tab. A.2), hier ist die Evidenz für die log-lineare Spezifikation noch deutlicher.

Lineare Spezifikationen eignen sich demnach auch zur Modellierung der Engelbeziehung für die Gütergruppe „Pflege“, während für die übrigen Gütergruppen grundsätzlich die quadratischen Varianten favorisiert werden. Für das frühere Bundesgebiet ist auch bemerkenswert, dass die quadratischen Spezifikationen *QUAD* und *LOGQ* im Bereich „Mobilität“ nur für die Alleinlebenden (vgl. wiederum Abbildung 18) und die Alleinerziehenden abgelehnt werden, für alle übrigen Haushaltstypen erweist sich auch hier die quadratische Modellierung gemäß den Testresultaten als hinreichend. In den neuen Ländern werden für diese Gütergruppe die quadratischen Ansätze auch beim Haushaltstyp A0 nicht verworfen.

III. Slutsky-Symmetrie und der Rang von Nachfragesystemen

Bisher erfolgte die Analyse einzelner Gütergruppen, d. h. die Schätzungen wurden für jede Gütergruppe getrennt durchgeführt. Ziel der bisherigen, deskriptiven Analyse war es, die Gestalt der Beziehung zwischen Verbrauch, demographischen Variablen und Einkommen, d. h. die Gestalt der Engelkurven verschiedener Haushaltstypen für verschiedene Gütergruppen, möglichst „vorurteilsfrei“ zu analysieren. Deshalb erfolgte die Untersuchung sowohl getrennt nach Haushaltstypen als auch nach Gütergruppen, und auf die Vorgabe parametrischer Funktionsformen wurde zunächst verzichtet.

Bezüglich der funktionalen Form der Engelbeziehung konnte jedoch festgestellt werden, dass die polynomische Modellierung statthaft erscheint, wobei der Polynomgrad nicht größer als zwei gewählt werden musste, um eine hinreichend gute Beschreibung der Engelkurven (in Niveau- wie in Budgetanteilsform) für die einzelnen Gütergruppen zu gewährleisten.

Ziel der vorliegenden Arbeit ist jedoch die Modellierung der Konsumnachfrage deutscher Haushalte im Rahmen der neoklassischen Nutzentheorie, d. h. die betrachteten Spezifikationen müssen verträglich sein mit den Restriktionen, die diese Theorie einem Nachfragesystem auferlegt. Als allgemeine Restriktionen wurden diesbezüglich bereits in Abschnitt A.II. die Summations-, die Homogenitäts-, die Negativitäts- und die Symmetriebedingung genannt und die Implikationen dieser Bedingungen diskutiert. Dort wurde festgestellt, dass der Summationsbedingung Rechnung getragen werden kann, indem bei der Schätzung des Systems eine Güternachfrage ausgeschlossen und deren Parameter rekursiv ermittelt werden; eine detaillierte Betrachtung erfolgt in Abschnitt B.III.2. Die Homogenitätsrestriktion, dass nämlich eine Änderung aller Preise und des Einkommens die Güternachfrage unverändert lassen muss, bedeutet dagegen für die Engelkurven, d. h. die Nachfragen bei gegebenen, konstanten Preisen, keine Restriktion. Auch die Bedingung nichtnegativer (kompensierter) Preiselastizitäten betrifft die Engelbeziehung nicht, sondern wird erst wirksam, wenn die Preisabhängigkeit der Güternachfrage explizit modelliert wird.¹² Da sich die Slutsky-Symmetrie ebenfalls auf die Preisabhängigkeit der Nachfrage bezieht, liegt der Schluss nahe, dass auch diese Bedingung bei einer Querschnittsbetrachtung vernachlässigt werden könne. Im Folgenden wird gezeigt, dass das Gegenteil der Fall ist und dass die Symmetriebedingung dem Engelkurvensystem harte, anhand statistischer Verfahren testbare Restriktionen auferlegt. Zunächst werden in Abschnitt B.III.1. die theoretischen Implikationen der Slutsky-Symmetrie aufgezeigt, bevor diese in B.III.2. ökonometrisch überprüft werden.

1. Slutsky-Symmetrie und polynomische Engelkurven

Die Symmetrirestriktion bezieht sich auf die Hicksschen Nachfragen. Hier gilt:

$$(38) \quad \frac{\partial q_j^h(u, p)}{\partial p_i} = \frac{\partial q_i^h(u, p)}{\partial p_j} ; \quad \text{im Folgenden kurz: } \frac{\partial q_j^h}{\partial p_i} = \frac{\partial q_i^h}{\partial p_j}$$

Diese Beziehung folgt unmittelbar aus der Tatsache, dass wegen $q_j^h(u, p) = \partial C / \partial p_j$ die Ausdrücke auf beiden Seiten von (38) zweite Ableitungen

¹² Eine Überprüfung der Negativitätsbedingung erfolgt im Rahmen der Analyse des QES in Abschnitt E.I.

der Kostenfunktion jeweils nach p_i und p_j darstellen und daher identisch sein müssen.¹³

Da im Nutzenmaximum Kosten und Ausgaben einerseits sowie Hicksche und Marshallische Nachfragen andererseits übereinstimmen, d.h. wegen $\mu = C$ und $q_i = q_i^h(u, p) = q_i^m(C(u, p), p)$, gilt bezüglich der Kreuzableitungen von q_j^h :

$$(39) \quad \frac{\partial q_j^h}{\partial p_i} = \frac{\partial q_j^m}{\partial C} \frac{\partial C}{\partial p_i} + \frac{\partial q_j^m}{\partial p_i} = \frac{\partial q_j^m}{\partial \mu} q_i + \frac{\partial q_j^m}{\partial p_i}$$

Damit folgt aus der Symmetrie der unbeobachtbaren Hicksschen Nachfragen folgender Zusammenhang der Preis- und Einkommensreaktionen der beobachtbaren Marshallschen Nachfragen:

$$(40) \quad \frac{\partial q_j^m}{\partial \mu} q_i + \frac{\partial q_j^m}{\partial p_i} = \frac{\partial q_i^m}{\partial \mu} q_j + \frac{\partial q_i^m}{\partial p_j}$$

Die Symmetrieeigenschaft bezieht sich auf die Preisabhängigkeit der Nachfrage und restringiert wechselseitig die Preisparameter der Nachfragegleichungen zweier Güter. In den zugehörigen Engelkurven werden die Preisabhängigkeiten nur indirekt über die Einkommensparameter erfasst, die grundsätzlich Funktionen der Preise sind. Über diesen Transmissionsmechanismus schlägt sich die Slutsky-Symmetrie in den Engelbeziehungen nieder und beschränkt die Anzahl der zulässigen frei variierenden Parameter der Engelkurven drastisch. In einer Reihe von Beiträgen hat Lewbel (vgl. Lewbel (1989a, 1990, 1991)), aufbauend auf Gorman (1981), diese Restriktionen deutlich herausgearbeitet. Die formale Ableitung der Restriktionen ist mathematisch komplex. Pollak und Wales (1992), S. 33f., veranschaulichen jedoch die grundsätzliche Wirkungsweise der Symmetriestriktion an einem einfachen Beispiel, das im Folgenden kurz skizziert wird. Ausgangspunkt ist eine polynomische Engelkurve vom Grade 3:

$$(41) \quad q_i = q_i^m = a_i + b_i \mu + c_i \mu^2 + d_i \mu^3 \quad ,$$

wobei die Parameter a_i, b_i, c_i und d_i Funktionen der Preise p darstellen.¹⁴ Gemäß (39) lautet die Ableitung der Hicksschen Nachfrage q_j^h nach dem Preis p_i :

¹³ Eine intuitive Erklärung der Symmetriebedingung ohne Rückgriff auf die Kostenfunktion ist kaum möglich, vergleiche dazu auch *Deaton/Muellbauer* (1980a), S. 45.

¹⁴ Die funktionale Form der Engelkurvenparameter in Abhängigkeit der Preise wird z. B. in Kapitel E. für Quadratische Ausgabensysteme dargestellt.

$$(42) \quad \frac{\partial q_j^h}{\partial p_i} = (b_j + 2c_j\mu + 3d_j\mu^2)q_i + \frac{\partial q_j^m}{\partial p_i}$$

Der zweite Summand auf der rechten Seite, $\partial q_j^m / \partial p_i$, ist gemäß (41) eine kubische Funktion der Gesamtausgaben μ . Einsetzen von (41) zeigt, dass die Kreuzableitung selbst ein Polynom fünften Grades in μ darstellt, d.h.

$$(43) \quad \frac{\partial q_j^h}{\partial p_i} = \theta_{0j} + \theta_{1j}\mu + \theta_{2j}\mu^2 + \theta_{3j}\mu^3 + \theta_{4j}\mu^4 + \theta_{5j}\mu^5$$

mit $\theta_{5j} = 3d_j d_j$, und

$$(44) \quad \theta_{4j} = 3d_j c_i + 2c_j d_i = d_j c_i + (2d_i c_j + 2c_i d_j)$$

Gemäß der Symmetriebedingung müssen sich $\partial q_j^h / \partial p_i$ und $\partial q_i^h / \partial p_j$ entsprechen. Da beide Ableitungen Polynome fünften Grades in den Gesamtausgaben darstellen, resultiert daraus die Übereinstimmung der Koeffizienten gleicher Potenzen in μ , d. h. in der Notation von (43):

$$(45) \quad \frac{\partial q_j^h}{\partial p_i} = \frac{\partial q_i^h}{\partial p_j} \implies \theta_{gi} = \theta_{gj}, \quad g = 0, \dots, 5$$

Während diese Symmetriebedingung für die Koeffizienten von μ^5 wegen $\theta_{5j} = 3d_j d_j$ offensichtlich automatisch erfüllt ist, resultiert aus $\theta_{4j} = \theta_{4i}$ gemäß

$$(46) \quad d_j c_i + (2d_i c_j + 2c_i d_j) = d_i c_j + (2d_j c_i + 2c_j d_i)$$

(vgl. (44)) die spezifische Restriktion $d_i c_j = d_j c_i$ bzw.

$$(47) \quad d_i = \frac{d_j}{c_j} c_i$$

bezüglich der Engelkurvenparameter. (47) zeigt, dass die Aufnahme eines kubischen Einkommensterms in die Engelkurve nur eine sehr geringe Flexibilisierung des Nachfragemodells bewirkt: Bei widerspruchsfreien Präferenzen der Konsumenten und damit der Gültigkeit der Slutsky-Symmetrie müssen die Koeffizienten der dritten Einkommenspotenz in der Engelkurve stets proportional zu den Parametern des quadrierten Einkommens sein. Dieses Ergebnis ist zum einen bedeutsam, als es beispielhaft die

Gültigkeit des Theorems von Gorman (1981), das unten zusammengefasst wird, illustriert. Zum anderen zeigt es in eindrucksvoller Weise, dass sich aus Nachfragerrestriktionen, die sich explizit auf die Preisabhängigkeit der Nachfragegleichungen beziehen (wie hier die Slutsky-Symmetrie), durchaus Konsequenzen für die Einkommensabhängigkeit der Konsumnachfragen ergeben können (wie hier die Restriktionen bezüglich der Engelkurven-Parameter). Damit verbietet sich eine ad-hoc Spezifikation von Engelkurven bzw. Engelkurvensystemen, auch wenn direkte Preiseinflüsse nicht Gegenstand der Analyse sein sollen oder wegen mangelnder Datenverfügbarkeit ohnehin nicht modelliert werden können.

Gormans Theorem bezieht sich allgemein auf Nachfragesysteme, deren Engelkurven linear in Funktionen des nominalen Einkommens sind, d. h. deren Engelkurven sich darstellen lassen als

$$(48) \quad q_i = \sum_{m=1}^M \gamma_{im} F_m(\mu) \quad i = 1, \dots, n$$

Die Parameter γ_{im} sind Funktionen der Güterpreise, sie können in der $N \times M$ -Matrix Γ zusammengefasst werden. Mit dem Rang des Nachfragesystems bezeichnet man den Rang der Matrix der Engelkurvenkoeffizienten Γ . Bei einer hinlänglich großen Zahl von Gütern ($N > M$) entspricht der Rang des Nachfragesystems dem Spaltenrang von Γ . Gorman (1981) hat gezeigt, daß der Rang des Systems (48) höchstens drei betragen kann, diese Rangrestriktion wird als Gormans Theorem bezeichnet. Lewbel (1990) definiert „Nachfragesysteme von vollem Rang“ als solche Systeme, deren Rang der Anzahl der Spalten in Γ entspricht. Diese Nachfragesysteme zeichnen sich also durch eine sparsame Parametrisierung in dem Sinne aus, dass alle Parameter unabhängig voneinander variieren können und keine Restriktionen bzw. Redundanzen bzgl. der Engelkurvenparameter für jeweils eine Gütergruppe existieren. Aufbauend auf den Ergebnissen von Gorman (1981) gelingt es Lewbel (1990), eine geschlossene Lösung für alle Nachfragesysteme der Form (48) mit vollem Rang anzugeben. Tabelle 9 enthält eine Übersicht über die von Lewbel ermittelten Lösungen. Die Klasse der Nachfragesysteme mit vollem Rang enthält demnach das Lineare Ausgabensystem („PIGL“ mit $\kappa = 0$), das AID-System und das Translog-System als populäre Vertreter der „PIGLOG“-Spezifikation sowie quadratische Erweiterungen. Das Quadratische Ausgabensystem, dessen Analyse den Gegenstand des Kapitels E. bildet, erhält man als „Verallgemeinert quadratisch“ mit $\tau = 1$ und das Quadratische AID-System als „Quadratisch logarithmische“ Spezifikation, die in Kapitel D. eingehend untersucht wird.

Tabelle 9
Nachfragesysteme mit vollem Rang, deren Engelkurven linear in Funktionen des Einkommens sind

Fall	Bezeichnung	Engelkurven	Indirekte Nutzenfunktion	Rang
1	Homothetisch	$q_i = a_i(p)\mu$	$V = \mu/B(p)$	1
2	PIGL	$q_i = a_i(p)\mu + b_i(p)\mu^\kappa$	$V = \frac{(\mu/B(p))^{1-\kappa}}{1-\kappa} - C(p)$	2
3	PIGLOG	$q_i = a_i(p)\mu + b_i(p)\mu \ln \mu$	$V = \ln(\ln(\mu/B(p))) - C(p)$	2
4	Verallgemeinert quadratisch	$q_i = a_i(p)\mu^{1-\tau} + b_i(p)\mu + c_i(p)\mu^{1+\tau}$	$V = -\frac{1}{(\mu/B(p))^\tau - A(p)} - C(p)$	3
5	Quadratisch logarithmisch	$q_i = a_i(p)\mu + b_i(p)\mu \ln \mu + c_i(p)\mu(\ln \mu)^2$	$V = -\frac{A(p)}{\ln(\mu/B(p))} - C(p)$	3
6	Trigonometrisch	$q_i = a_i(p)\mu + b_i(p)\mu \sin(\tau \ln \mu) + c_i(p)\mu \cos(\tau \ln \mu)$	$V = \frac{A(p) \cos(\tau \ln(B(p)/\mu))}{1 + \sin(\tau \ln(B(p)/\mu))} - C(p)$	3

Quelle: vgl. Lewbel (1990), S. 291f. $A(p)$, $B(p)$ und $C(p)$ sind zweifach differenzierbare Funktionen der Güterpreise. $a_i(p)$, $b_i(p)$ und $c_i(p)$ sind Funktionen von $A(p)$, $B(p)$ und $C(p)$ und deren Ableitungen. $A(p)$ und $C(p)$ sind homogen vom Grade null, $B(p)$ homogen vom Grade 1 in den Preisen. Für die Konstanten κ und τ gilt: $\tau \neq 0$ und $\kappa \neq 1$. PIGL = price independent generalized linearity und PIGLOG = price independent generalized logarithmic, vgl. Deaton und Muellbauer (1980b), S. 154ff.

2. Untersuchung der Rangrestriktionen

Die Rangrestriktion lässt sich anhand von Haushaltsbudgetdaten statistisch überprüfen. Im Sinne einer möglichst freien Spezifikation der Nachfragegleichungen in Bezug auf deren funktionale Form sind verschiedene nichtparametrische Testverfahren vorgeschlagen, angewendet und in Bezug auf die asymptotischen Eigenschaften kontrovers diskutiert worden, vgl. z. B. Lewbel (1991), Gill und Lewbel (1992), Lyssiotou et al. (1999a,b). Da die bisher im Rahmen der vorliegenden Arbeit erzielten Ergebnisse jedoch klar darauf hindeuten, dass polynomische Modelle zur Anpassung güterspezifischer Engelbeziehungen an die Daten der EVS gut geeignet sind, und angesichts der im vorigen Abschnitt angesprochenen ökonomischen Interpretierbarkeit polynomischer Engelkurvensysteme vom Polynomgrad eins und zwei erscheint es sinnvoll, die Rangrestriktion im Rahmen eines polynomialen Ansatzes zu überprüfen. Bevor dies geschieht, wird auf zwei Phänomene eingegangen, die die Schätzung des Rangs eines Nachfragesystems verzerren können, nämlich die Heterogenität der Konsumenten und die mögliche Endogenität der Gesamtausgaben.

a) Demographische Gliederung der Haushalte

Die oben beschriebenen Rangrestriktionen gelten grundsätzlich auf Konsumentenebene, d. h. im Aggregat nur bei identischen Präferenzen über alle Verbraucher. Bei der empirischen Überprüfung ist demnach darauf zu achten, dass die ökonometrische Analyse sich stets auf möglichst homogene Verbrauchergruppen beschränken sollte. Bleibt eine mögliche Heterogenität der Verbraucher unberücksichtigt, so führt dies tendenziell zu einer Überschätzung des wahren Rangs des Nachfragesystems.

Dieser Sachverhalt lässt sich anhand eines Beispiels – in Anlehnung an Lyssiotou et al. (1999a), S. 250f. – veranschaulichen. Betrachtet man polynomische Nachfragesysteme¹⁵ in der speziellen Parametrisierung

$$(49) \quad q_{ih} = \sum_{m=1}^M \gamma_{mi} (\mu_h - b_i)^{m-1}$$

und unterstellt zwei Haushaltsgruppen $\mathcal{R}$ und $\mathcal{N}$, die durch $z_h = 0$ für $h \in \mathcal{R}$ und $z_h > 0$ für $h \in \mathcal{N}$ unterschieden werden, so lässt sich die Engelkurve als

¹⁵ Das Argument der Rangunterschätzung bei demographischer Heterogenität lässt sich auch für allgemeine Funktionsformen anführen, vgl. Lyssiotou et al. (1999a), S. 249.

$$(50) \quad q_{ih} = \sum_{m=1}^M \alpha_{mi}(\mu_h - \beta_i)^{m-1} + \tilde{\alpha}_{mi}(z_h)[\mu_h - \tilde{\beta}_i(z_h)]^{m-1}$$

darstellen. Unterstellt man nun, dass die haushaltsspezifischen Präferenzen $\tilde{\alpha}_{mi}$ proportional zum Einkommensterm $(\mu_h - \tilde{\beta}_i(d_h))^{m-1}$ sind, so folgt aus $\tilde{\alpha}_{mi} = c_{mi}(\mu_h - \tilde{\beta}_i(d_h))^{m-1}$ die Engelkurve

$$(51) \quad q_{ih} = \sum_{m=1}^M \alpha_{mi}(\mu_h - \beta_i)^{m-1} + c_{im}(\mu_h - \tilde{\beta}_i(d_h))^m$$

Obwohl (50) und (51) dasselbe Nachfragesystem beschreiben, führt die spezifische Annahme bezüglich des Zusammenhangs zwischen Einkommen und Präferenzen des zweiten Haushaltstyps dazu, dass bei der empirischen Untersuchung der aggregierten Nachfragegleichungen im Fall (50) der Rang M , bei einer Schätzung von (51) der Rang jedoch $M + 1$ betragen würde. Die unberücksichtigte Heterogenität in den Präferenzen äußert sich in diesem Beispiel als Einkommenseffekt der Ordnung M . Dieser spezielle Fall illustriert die mögliche Rangüberschätzung bei zu grober demographischer Gliederung der Haushalte. In der anschließenden empirischen Anwendung von Rangtests auf die Daten der EVS 1993 werden daher Testergebnisse für verschiedene Aggregationsgrade der Haushalte einander gegenübergestellt.

b) Endogenität der Gesamtausgaben

Sind die Ausgaben in der Nachfragegleichung endogen, d. h. mit der Störgröße der Engelgleichung korreliert, so muss dies bei der Schätzung berücksichtigt werden, um eine mögliche Verzerrung der Schätzer zu vermeiden. In empirischen Studien erweisen sich die Resultate häufig als sensibel bzgl. der Exogenitätsannahme, vgl. z. B. Blundell und Duncan (1998). Speziell bei der Bestimmung des Rangs des empirischen Nachfragesystems wirkt sich in den Studien von Hausman et al. (1995) und Lyssiotou et al. (1999b) das Zulassen endogener Gesamtausgaben rangreduzierend aus: Mit endogenen Gesamtausgaben lässt sich dort die Annahme eines Rangs von 3 nicht verwerfen, während die Tests bei exogenen Gesamtausgaben einen höheren Rang indizieren.

Eine Endogenität der Gesamtausgaben in der Engelbeziehung kann verschiedene Gründe haben. Die statische Modellierung vernachlässigt intertemporale Aspekte und damit eine mögliche Aufteilung der Gesamtausgaben in eine permanente und eine transitorische Komponente im Sinne der Friedmanschen Einkommenshypothese. Diese verkürzte Betrachtung bewirkt möglicherweise eine Korrelation der Gesamtausgaben mit den

Störgrößen der Engelkurven, vgl. Hausman et al. (1995), S. 219. Messfehler und das unregelmäßige Eintreten der Kaufereignisse können ebenfalls eine Endogenität der Regressorvariable μ erzeugen, vgl. Lyssiotou et al. (1999b), S. 64, und die dort zitierte Literatur. Blundell (1988), S. 31, empfiehlt die grundsätzliche Überprüfung der Exogenitätsannahme bzgl. der Ausgabengröße in Nachfrageuntersuchungen.

Im Rahmen der nichtparametrischen Schätzung lässt sich der in Abschnitt A.IV.4. beschriebene Ansatz des Teilweise Linearen Modells PLM nutzen, um auf die Endogenität der Regressorvariable „Gesamtausgaben“, μ , zu testen. Hierzu wird das parametrische „augmented regression“-Verfahren von Holly und Sargan (1982) auf das nichtparametrische Modell übertragen. Das resultierende Modell ist beispielsweise in Blundell und Duncan (1998), S. 77f., beschrieben. Dabei wird unterstellt, dass in $y_h = m(\mu_h) + \epsilon_h$ der bedingte Erwartungswert der Störgröße nicht verschwindet, d. h. $E[\epsilon_h|\mu_h] \neq 0$ (wodurch der nichtparametrische Schätzer die Konsistenz Eigenschaft verliert), dass aber eine Instrumentvariable x existiert, für die

$$(52) \quad \mu_h = x_h\pi + \nu_h \quad \text{mit} \quad E[\nu_h|x_h] = 0$$

gilt, und für den bedingten Erwartungswert der Störgröße ϵ in der linearen Beziehung

$$(53) \quad y_h = g(\mu_h) + \nu_h\rho + \epsilon_h$$

wird $E[\epsilon_h|\mu_h] = 0$ angenommen. Entsprechend dem Übergang von (22) nach (23) im Teilweise Linearen Modell (vgl. Abschnitt A.IV.4.) kann nun auf beiden Seiten von (53) der bedingte Erwartungswert $E[y_h|\mu_h] = g(\mu_h) + E[\nu_h|\mu_h]\rho$ subtrahiert werden:

$$(54) \quad (y_h - E[y_h|\mu_h]) = (\nu_h - E[\nu_h|\mu_h])\rho + \epsilon_h .$$

Beim Ersetzen von $E[y_h|\mu_h]$ und $E[\nu_h|\mu_h]$ durch die nichtparametrischen Schätzer $\hat{m}^{(y)}(\mu_h)$ und $\hat{m}^{(\nu)}(\mu_h)$ werden die unbeobachtbaren Störgrößen ν_h durch die Residuen $\hat{\nu}_h$ einer Kleinstquadratschätzung der Instrumentengleichung (52),

$$(55) \quad \hat{\nu}_h = \mu_h - x_h\hat{\pi} ,$$

substituiert. $\hat{\pi}$ und $\hat{\rho}$ sind asymptotisch normalverteilt, so dass die Hypothese der Exogenität des Einkommens (bzw. der Gesamtausgaben) μ

durch einen entsprechenden Signifikanztest $H_0 : \rho = 0$ überprüft werden kann.

Ergänzend kann auf traditionelle Exogenitätstests vom Hausman-Typ zurückgegriffen werden. Der Hausman-Test (Hausman (1978)) vergleicht die Ergebnisse eines effizienten, unter der Alternativhypothese jedoch inkonsistenten Schätzers mit den Resultaten eines ineffizienten, aber sowohl unter der Null- als auch unter der Gegenhypothese konsistenten Schätzers. Im Fall der Exogenitätsannahme bzgl. der Regressormatrix im linearen Modell $y = X\beta + u$ (mit u als weißem Rauschen) wird der Kleinstquadratschätzer $\hat{\beta}_{KQ}$ dem Instrumentvariablenschätzer $\hat{\beta}_{IV}$ gegenübergestellt. Unter $H_0 : X \text{ exogen}$ bzw. $H_0 : E[X'u] = 0$ ist die Teststatistik

$$H = (\hat{\beta}_{KQ} - \hat{\beta}_{IV})'(\Delta)^{-1}(\hat{\beta}_{KQ} - \hat{\beta}_{IV}),$$

in der Δ die Differenz der Varianz-Kovarianz-Matrizen der beiden Schätzer bezeichnet, asymptotisch χ^2 -verteilt mit g Freiheitsgraden; g bezeichnet dabei die Anzahl der möglicherweise endogenen Regressoren. Der Test lässt sich auch formulieren als Test auf gemeinsame Signifikanz der Koeffizienten α in der Hilfsregression $y = X\beta + \hat{\Gamma}\alpha + u$, in der die Spalten von $\hat{\Gamma}$ die geschätzten Residuen der Instrumentgleichungen sind, vgl. dazu ausführlich z. B. Johnston und DiNardo (1997), S. 338ff. und, im speziellen Fall möglicherweise endogener Gesamtausgaben in Engelkurven, Banks et al. (1997). Die Testdarstellung anhand der Hilfsregressionen veranschaulicht in gewissem Maße die gemeinsame Grundidee des Hausman-Tests und des oben beschriebenen Ansatzes im Rahmen des Teilweise Linearen Modells.

Bei der Auswahl der Variablen zur Instrumentierung der Gesamtausgaben liegt die Verwendung einer umfassenderen Einkommensvariable nahe. Ferner erweisen sich in empirischen Studien zumeist Altersvariable der Haushaltsmitglieder als valide Instrumente, sofern eine nichtlineare Beziehung zwischen Ausgaben und der Altersgröße zugelassen wird. Darüber hinaus werden häufig auch der soziale Status oder der Besitz dauerhafter Konsumgüter zur Konstruktion von Instrumentvariablen verwendet. Aus den in der EVS verfügbaren Daten besitzen folgende Variablen Erklärungskraft bezüglich der Gesamtausgaben (und der quadrierten Gesamtausgaben im parametrischen Ansatz), weshalb sie im Folgenden als annahmegemäß exogene Instrumente Verwendung finden: Für das Niveau der (quadierten) Gesamtausgaben das ausgabefähige Einkommen und dessen Quadrat, für die logarithmierten (quadierten) Gesamtausgaben entsprechend das logarithmierte Einkommen und dessen Quadrat. Als Al-

Tabelle 10

**Marginale Signifikanzniveaus der semiparametrischen Tests auf
Endogenität der Gesamtausgaben, getrennt nach Gütergruppen,
Haushaltstypen und Gebiet**

	WEST					
	A0	A1	P0	P1	P2	P3
NAHRUNG	0,0000	0,7282	0,3150	0,0049	0,0024	0,2445
KLEIDUNG	0,8110	0,9356	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
PFLEGE	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0003	0,0000
BILDUNG	0,4989	0,0063	0,0001	0,0000	0,0000	0,0004
MOBILITÄT	0,0007	0,7734	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
SONSTIGES	0,0037	0,2882	0,0196	0,0000	0,0000	0,0000

	OST					
	A0	A1	P0	P1	P2	P3
NAHRUNG	0,0882	0,7259	0,2851	0,8208	0,7492	0,7834
KLEIDUNG	0,2901	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0633
PFLEGE	0,2864	0,5453	0,1234	0,0074	0,0005	0,2684
BILDUNG	0,0360	0,1493	0,0000	0,3266	0,5333	0,2895
MOBILITÄT	0,4743	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0428
SONSTIGES	0,4415	0,0000	0,4257	0,0000	0,0011	0,0523

(Marginale Signifikanzniveaus über einem Prozent sind mit gekennzeichnet)

tersvariablen werden das Alter des „ersten“ Erwachsenen, der sog. „Bezugsperson“ im Haushalt, und das quadrierte Alter, bei Haushalten mit mindestens zwei erwachsenen Haushaltsmitgliedern zusätzlich das Alter der zweiten Person und dessen Quadrat berücksichtigt. Zusätzlich gehen in Form dichotomer Variablen der Erwerbsstatus und das Geschlecht der Bezugsperson sowie der Besitz von (selbstgenutztem) Wohneigentum in die Instrumentenliste ein.

Tabelle 10 enthält die marginalen Signifikanzniveaus des Endogenitätstests im semiparametrischen Ansatz (vgl. (54) und (55)) unter Verwendung der oben genannten Instrumente. Für das frühere Bundesgebiet lässt sich die Exogenitätsannahme bzgl. der Gesamtausgaben μ_h im nichtparametrischen Modell $v_{ih} = m_i(\mu_h) + \epsilon_{ih}$ demnach kaum aufrecht erhalten: In allen sechs Gütergruppen ist bei mindestens der Hälfte der betrachteten Haushaltstypen die Exogenitätsannahme zu verwerfen, die Fehlerwahrscheinlichkeit bei dieser Entscheidung liegt unter 1%. Für die neuen Länder ist die Evidenz gegen die Exogenitätsannahme zwar etwas geringer, eine deutliche Ablehnung ergibt sich aber zumindest für die Gütergruppen „Kleidung“, „Mobilität“ und „Sonstiges“.

Die Ergebnisse der parametrischen Hausman-Tests variieren zwischen den Gütergruppen, insgesamt unterstützen sie ebenfalls die Annahme endogener Gesamtausgaben. In Tabelle 11 sind die marginalen Signifikanzniveaus im quadratischen Engelkurvenmodell $v_{ih} = a_i + b_i\mu_h + c_i\mu_h^2 + u_{ih}$ aufgeführt. Die Spalte „ALLE“ bezeichnet dabei die Einbeziehung aller Haushalte ohne Unterscheidung nach Gebiet oder Haushaltstyp. Sowohl in diesem Fall als auch bei der Schätzung für alle Haushalte im früheren Bundesgebiet („WEST gesamt“) oder in den neuen Ländern („OST gesamt“) wird die Exogenitätsannahme deutlich verworfen. Bei der Trennung nach dem Haushaltstyp ändert sich das Bild insofern, als die Exogenitätsannahme für das frühere Bundesgebiet in einzelnen Fällen nicht mehr verworfen werden kann. Insgesamt ist dort jedoch auch bei Gliederung nach dem Haushaltstyp von einer Endogenität der Gesamtausgaben auszugehen. Für die Osthaushalte gilt dies zumindest für die Gütergruppen „Kleidung“, „Mobilität“ und „Sonstiges“. Die Ergebnisse des semiparametrischen Tests (vgl. Tabelle 10) werden damit deutlich bestätigt. Im logarithmisch quadratischen Modell $w_{ih} = a_i + b_i \ln \mu_h + c_i (\ln \mu_h)^2 + u_{ih}$ liefern die Resultate der Hausman-Exogenitätstests qualitativ nahezu dasselbe Muster wie im direkt quadratischen Ansatz. Sie sind im Anhang, Tabelle A.3 auf (S. 219), angegeben. Beide Tabellen, 11 und A.3 enthalten als zusätzliche Information die Bestimmtheitsmaße der Instrumentgleichungen für die (quadrierte) Ausgabengröße. Auch wenn ein direkter Vergleich der Bestimmtheitsmaße auch innerhalb einer Tabelle nicht direkt möglich ist (die Streuungszerlegung bezieht sich einmal auf die Ausgabenvariable, einmal auf deren Quadrat), so bleibt doch zu erwähnen, dass die Unterschiede der beiden Bestimmtheitsmaße für jeden Haushaltstyp im „Niveau-Ansatz“ (Tab. 11) deutlich größer sind als im logarithmierten Ansatz (Tab. A.3). Vorsichtig interpretiert bedeutet dies, dass die Instrumentierung der quadrierten Gesamtausgaben im direkt quadratischen Ansatz, im Vergleich zur Instrumentierung der Ausgaben selbst, schwieriger ist als die Instrumentierung der quadrierten logarithmierten Ausgaben, gemessen an der Instrumentierung von $\ln \mu$.

Insgesamt zeigen die Testverfahren, dass die Annahme exogener Gesamtausgaben in einer Engelkurvenanalyse der EVS-Daten für die hier betrachteten Gütergruppen selbst bei einer demographischen Gliederung der Haushalte kaum aufrecht zu halten ist. Für die Rangtests ist dies insofern von Bedeutung, als in empirischen Studien zur Engelkurvenanalyse allgemein und zum Test des Rangs von Nachfragesystemen wiederholt eine deutliche Sensitivität der Ergebnisse im Hinblick auf die Exogenitätsannahme festgestellt wurde. In der folgenden empirischen Untersuchung der Rangrestriktionen wird deshalb ebenfalls zu prüfen sein, wie sich eine Instrumentierung der Ausgabengrößen im Engelkurvensystem auswirkt.

Tabelle 11
Marginale Signifikanzniveaus der Hausman-Tests auf Endogenität der Ausgabenvariable im direkt quadratischen Ansatz, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet

	WEST						WEST gesamt	ALLE
	A0	A1	P0	P1	P2	P3		
NAHRUNG	0,0001	0,0204	0,0017	0,0000	0,0000	0,1028	0,0000	0,0000
KLEIDUNG	0,0000	0,1376	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
PFLEGE	0,0003	0,1481	0,5537	0,5652	0,7355	0,0038	0,0000	0,0000
BILDUNG	0,7958	0,2358	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
MOBILITÄT	0,0000	0,0747	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
SONSTIGES	0,0126	0,1479	0,0513	0,0055	0,0000	0,0020	0,0000	0,0000
$R^2_{\mu^1}$	0,328	0,460	0,347	0,339	0,373	0,364	0,447	0,452
$R^2_{\mu^2}$	0,241	0,372	0,291	0,309	0,333	0,318	0,360	0,367
	OST						OST gesamt	
	A0	A1	P0	P1	P2	P3		
NAHRUNG	0,8683	0,7389	0,0064	0,8854	0,5166	0,6825	0,0000	
KLEIDUNG	0,0483	0,0673	0,0000	0,0000	0,0000	0,5905	0,0000	
PFLEGE	0,1335	0,6504	0,0137	0,0119	0,0006	0,1133	0,0000	
BILDUNG	0,4151	0,4012	0,0000	0,0535	0,0165	0,6984	0,0000	
MOBILITÄT	0,2261	0,0060	0,0000	0,0000	0,0000	0,3226	0,0000	
SONSTIGES	0,4128	0,0004	0,1826	0,0199	0,0026	0,3158	0,0000	
$R^2_{\mu^1}$	0,324	0,398	0,260	0,259	0,243	0,265	0,370	
$R^2_{\mu^2}$	0,268	0,362	0,229	0,225	0,203	0,210	0,280	

(Marginale Signifikanzniveaus über einem Prozent sind mit ☐ gekennzeichnet)

c) *Ökonometrische Rangtests*

Bereits in der Einleitung dieses Unterabschnitts „Test der Rangrestriktionen“ wurde darauf hingewiesen, dass es angesichts der in Abschnitt B.II. für die Daten der EVS festgestellten guten Anpassung polynomischer Funktionsformen an güterspezifische Engelkurven sinnvoll erscheint, die Rangrestriktion im Rahmen eines polynomischen Systems zu testen. Dazu werden die beiden kubischen Varianten

$$(56) \quad v_{ih} = a_i + b_i \mu_h + c_i \mu_h^2 + d_i \mu_h^3 + u_{ih}$$

und

$$(57) \quad w_{ih} = a_i + b_i \ln \mu_h + c_i (\ln \mu_h)^2 + d_i (\ln \mu_h)^3 + u_{ih}$$

für $i = 1, \dots, n$ betrachtet. Wie bei der empirischen Analyse von Nachfragesystemen üblich, wird eine Gütergleichung bei der Schätzung vernachlässigt, um der Summationsbedingung Rechnung zu tragen. Übliche Annahmen bezüglich der Störgröße in empirischen Nachfragesystemen sind die Normalverteilung mit Mittelwert null und über die Haushalte konstante, über die Gütergruppen variierende Varianz. Ferner wird unterstellt, dass die Störgrößen unterschiedlicher Haushalte unkorreliert sind, wohingegen eine Korrelation der Fehlerterme desselben Haushalts über die Gütergruppen zugelassen wird. (Zu diesen Standardannahmen vgl. z. B. Pollak und Wales (1992), S. 130. Eine formale Darstellung dieser Annahmen enthält Abschnitt E.II.1.b), dort erfolgt eine tiefergehende Diskussion im Rahmen der Schätzung des Quadratischen Ausgabensystems.)

Variieren die Parameter a_i, b_i, d_i in (56) bzw. (57) beliebig, so besitzen beide Systeme den vollen Rang, nämlich vier. Restringsiert man die Parameter der kubischen Terme auf null, so erhält man die quadratischen Varianten. Die Hypothese quadratischer Engelkurvensysteme lautet daher $H_0 : d_i = 0, i = 1, \dots, n$. In den folgenden Ergebnistabellen steht hierfür kurz: $d_i = 0$. Auch wenn (alle oder) einige Koeffizienten d von null verschieden sind, kann das Nachfragesystem vom Rang 3 sein, wenn nämlich eine lineare Beziehung

$$(58) \quad d_i = \alpha_0 + \alpha_1 a_i + \alpha_2 b_i \quad i = 1, \dots, n$$

zwischen den Koeffizienten besteht. Diese Hypothese wird in den folgenden Tabellen mit $rg = 3$ bezeichnet. Während die Hypothese „ $d_i = 0$ “

anhand linearer Schätzverfahren überprüft werden kann, führt die Restriktion „ $rg = 3$ “ zu einem Modell, das nichtlinear in den Parametern ist. Für die folgenden Tests wurden daher die Modelle mit der Maximum Likelihood-Methode geschätzt, für die Instrumentschätzung wurde das Modell um die Instrumentgleichungen erweitert.¹⁶ Die Hypothese auf Linearität der Beziehungen (56) oder (57) bzw. der Test der Hypothese auf einen Rang des Systems von 2 ergibt sich ganz analog zum Vergleich des quadratischen und des kubischen Falls, die zugehörigen Hypothesen werden im Folgenden mit $c_i = d_i = 0$ und $rg = 2$ abgekürzt.

Tabelle 12 gibt die marginalen Signifikanzniveaus des Rangtests im polynomischen Modell (56) an. Betrachtet man alle Haushalte gemeinsam (Zeile „Alle“), so wird selbst die freie Schätzung des Polynom dritten Grades zu restriktiv eingestuft. Die Unterscheidung nach früherem Bundesgebiet und neuen Ländern führt für den Westen zu einer wenig geänderten Einstufung, lediglich im Osten steigt das Signifikanzniveau des Tests auf $rg = 3$ dagegen auf ca. 25% an. Bei einer feineren demographischen Untergliederung kann dann sowohl im Osten als auch im Westen die Hypothese eines Rangs von 3 kaum mehr verworfen werden. Die härtere Restriktion, dass die Koeffizienten der kubischen Terme sämtlich verschwinden, kann in den neuen Ländern nur für Ehepaare ohne Kinder nicht akzeptiert werden. Im Westen ist dagegen die Evidenz für $d = 0$, d. h. Engelkurven, die ein Quadratisches Ausgabensystem repräsentieren, etwas schwächer. Hieran ändert auch die Berücksichtigung der möglichen Endogenität der Gesamtausgaben wenig. Die entsprechende Tabelle unter Verwendung der oben diskutierten Instrumente ist im Anhang, Tab. A.4 (S. 220) aufgeführt. Eine systematische Änderung der Ergebnisse gegenüber den Resultaten bei Unterstellung exogener Gesamtausgaben ist dabei nicht zu erkennen.

Die Ergebnisse unterscheiden sich kaum, wenn anstelle des polynomischen „Niveau“-Ansatzes (56) das Polynomialmodell in Logarithmen (56) untersucht wird, vgl. Tabelle 13. Für das gesamte Bundesgebiet sowie für die alten Bundesländer werden sämtliche Rangrestriktionen deutlich abgelehnt, erst bei einer feineren Gliederung in Haushaltstypen kann ein Rang von 3 für nahezu jeden Haushaltstyp akzeptiert werden. Die härtere Restriktion, dass die Koeffizienten der kubischen Term verschwinden ($d_i = 0$), ist dagegen zumindest im früheren Bundesgebiet umstritten. Kritisch sind

¹⁶ Infolge der (durch Einsetzen von (58) in (56) bzw. (57) entstandenen) Nichtlinearität ist in diesem Fall eine iterative Schätzprozedur notwendig, deren Ergebnis eventuell z. B. von der Wahl der Startwerte beeinflusst werden. Es kann daher vorkommen, dass das empirische marginale Signifikanzniveau des Tests der Hypothese $rg = 3$ geringer ausfällt als das des Tests auf $d_i = 0$, obwohl $d_i = 0$ die schärfere Restriktion darstellt.

diesbezüglich dieselben Haushaltstypen (Alleinlebende A0, Paare mit zwei und drei Kindern P2 und P3), deren Verbrauchsbeobachtungen schon im Modell (56) die Annahme quadratischer Engelkurven in Frage stellten. Ebenfalls wie im vorangehenden lässt die Instrumentierung der Ausgabengrößen die Testergebnisse qualitativ nahezu unverändert, vgl. Tab. A.5 im Anhang auf Seite 221.

Insgesamt lässt sich aus den verschiedenen Tests die Schlussfolgerung ziehen, dass – eine hinreichende demographische Gliederung vorausgesetzt – die Daten der EVS mit der Annahme, das zugrundeliegende (polynomische) Nachfragesystem besitze einen Rang von drei, durchaus vereinbar sind. Damit kann eine fundamentale theoretische Restriktion, resultierend aus der Slutsky-Symmetriebedingung für widerspruchsfreie, d. h. integrierbare Nachfragesysteme, als erfüllt angesehen werden. Ferner zeigt sich, dass die Annahme linearer oder loglinearer Engelkurven in Anbetracht der Ergebnisse aus Abschnitt B.II. zwar für einzelne Güter, keinesfalls aber für das gesamte Nachfragesystem akzeptiert werden kann.

Tabelle 12
Marginale Signifikanzniveaus der Rangtests im direkt polynomischen
Modell ohne Instrumentierung der Ausgabenvariable,
getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet

Modell: $v_i = a_i + b_i\mu + c_i\mu^2 + d_i\mu^3 + u$							
Test	Linear vs. Quadratisch	Quadr. vs. Kubisch	Linear vs. Quadratisch	Quadr. vs. Kubisch			
H_0	$c_i = d_i = 0$ $rg = 2$	$d_i = 0$ $rg = 3$	$c_i = d_i = 0$ $rg = 2$	$d_i = 0$ $rg = 3$			
Alle	0,0000	0,0000	0,0094				
West	0,0000	0,0000	0,0013	Ost	0,0000	0,0000	0,0107
A0	0,0000	0,0001	0,2768	A0	0,0000	0,0026	0,9089
A1	0,0000	0,9304	0,3739	A1	0,0001	0,0074	0,9725
P0	0,0000	0,0215	0,1485	P0	0,0000	0,0000	0,0000
P1	0,0000	0,0222	0,9657	P1	0,0000	0,0000	0,3602
P2	0,0000	0,0000	0,2229	P2	0,0000	0,0000	0,0259
P3	0,0000	0,0000	0,0800	P3	0,0000	0,0000	0,5471

(Marginale Signifikanzniveaus über einem Prozent sind mit ☐ gekennzeichnet)

Tabelle 13

Marginale Signifikanzniveaus der Rangtests im logarithmisch polynomischen Modell ohne Instrumentierung der Ausgabenvariable, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet

Modell: $w_i = a_i + b_i \ln \mu + c_i (\ln \mu)^2 + d_i (\ln \mu)^3 + u$									
Test	Linear vs. Quadratisch	Quadr. vs. Kubisch	Linear vs. Quadratisch		Quadr. vs. Kubisch		Quadr. vs. Kubisch		
H_0	$c_i = d_i = 0$	$d_i = 0$	$rg = 2$	$rg = 3$	$c_i = d_i = 0$	$rg = 2$	$d_i = 0$	$rg = 3$	
Alle	0,0000	0,0000	0,0022	0,0041					
West	0,0000	0,0000	0,0000	0,0007	Ost	0,0000	0,0000	0,0576	0,2876
A0	0,0000	0,0000	0,0100	0,2510	A0	0,0001	0,0024	0,5929	0,0000
A1	0,0000	0,0000	0,9566	0,0000	A1	0,0591	0,0005	0,9348	0,9088
P0	0,0000	0,0000	0,3734	0,0764	P0	0,0000	0,0000	0,1850	0,8049
P1	0,0000	0,0000	0,6726	0,6324	P1	0,0000	0,0000	0,5389	0,0000
P2	0,0000	0,0000	0,0014	0,3156	P2	0,0000	0,0000	0,5557	0,0342
P3	0,0000	0,0000	0,0009	0,1810	P3	0,0000	0,0000	0,6274	0,0000

(Marginale Signifikanzniveaus über einem Prozent sind mit ☐ gekennzeichnet.)

IV. Zusammenfassung

In diesem Kapitel wurden sechs „Standard“-Haushaltstypen charakterisiert und die Gütergruppen festgelegt, die den Gegenstand der empirischen Untersuchung bilden. Eine deskriptive nichtparametrische Analyse zeigt deutliche Einkommens- und Verbrauchsunterschiede bei Alleinlebenden, Alleinerziehenden, kinderlosen Ehepaaren und Ehepaaren mit Kindern. Unterschiede im Konsumverhalten (insbesondere zwischen kinderlosen Haushalten und Familien mit Kindern) beschränken sich dabei nicht vornehmlich, wie beispielsweise Delgado und Miles (1997) für spanische Haushaltsbudgetdaten ermittelten, auf die Gütergruppe Nahrungs- und Genussmittel. Aussagekräftige Vergleiche der Lebenshaltung deutscher Haushalte können sich daher nicht allein auf ein Güteraggregat – wie z. B. Nahrungsmittel bei Anwendung des Engelkriteriums – stützen. Für eine theoretisch konsistente, demographische Haushaltsmerkmale berücksichtigende Wohlfahrts- und Verbrauchsanalyse erscheint vielmehr die simultane Modellierung der Nachfrage nach unterschiedlichen Gütergruppen unumgänglich. Dies führt unmittelbar zum Modellrahmen integrierbarer Nachfragesysteme, deren Restriktionen sich befriedigend allein in einem parametrischen Ansatz berücksichtigen und überprüfen lassen.

Damit wird die Vorgabe einer parametrischen Kurvenform für die Engelbeziehungen, d. h. die Nachfragegleichungen bei konstanten Preisen, notwendig. Die Anpassung polynomischer Engelkurven an die Daten der EVS 1993 zeigt, dass für die meisten Gütergruppen ein geringer Polynomgrad der Engelkurven sehr ähnliche Kenngrößen (marginale Budgetanteile und Ausgabenelastizitäten) nach sich zieht wie ein schrittweise erhöhter Polynomgrad, wobei die sparsamere Parametrisierung aus Gründen der Schätzgenauigkeit stets vorzuziehen ist. Tests parametrischer vs. nichtparametrischer Kurvenformen für jede einzelne Gütergruppe führen zu dem Ergebnis, dass Polynome zweiten Grades im Einkommen zur Modellierung der Engelbeziehung ausreichen, unabhängig davon, ob die Budgetanteils- gleichung als Funktion des logarithmierten Einkommens oder das Niveau der güterspezifischen Ausgaben als Funktion des Einkommens betrachtet wird.

Untersucht man weiter die Engelbeziehungen simultan als Nachfragesystem, so zeigt bereits die theoretische Analyse, dass aufgrund der Symmetriebedingung in einem Nachfragesystem die Parametrisierung der Engelkurven harten Restriktionen unterworfen ist. Die Anzahl der frei variierenden Parameter der Engelkurven darf gemäß Gorman (1981) höchstens drei betragen, in Anlehnung an Verallgemeinerungen des Gorman-Theorems von Lewbel (z. B. Lewbel (1990)) spricht man von Rang-3-Nachfragesystemen. Bemerkenswert an diesem theoretischen Resultat ist, dass es mit der

Slutsky-Symmetriebedingung auf einer Restriktion fußt, die sich ursächlich auf die *Preisabhängigkeit* der Güternachfrage bezieht. Der jedem Nachfragesystem inhärente Zusammenhang zwischen Preis- und Einkommenswirkungen führt dazu, dass sich Restriktionen bezüglich der Preisparameter in gewissem Umfang in den Einkommenskoeffizienten widerspiegeln. Über diesen Transmissionsmechanismus wird die Slutsky-Symmetrie-Bedingung in der Engelbeziehung wirksam und überprüfbar, obwohl dort die Preise selbst annahmegemäß konstant sind oder konstant gehalten werden.

Die empirische Überprüfung der Rangrestriktion erfolgte nach Haushaltstypen getrennt im Rahmen der polynomischen Ansätze, die sich bereits bei der Betrachtung einzelner Gütergruppen als angemessener Modellrahmen bewährt haben. Sofern der demographischen Heterogenität der Haushalte und der möglichen Endogenität der Einkommensvariable – parametrische wie semiparametrische Tests deuten auf eine Endogenität der Gesamtausgaben in der Engelbeziehung – Rechnung getragen wird, liegen die Ergebnisse der Rangtests in den Engelkurvensystemen in einer Linie mit den zuvor abgeleiteten Resultaten bei Betrachtung einzelner Gütergruppen. Ein Rang von drei, speziell: Polynome zweiten Grades reichen aus, um das Engelkurvensystem für die deutschen Haushaltsdaten angemessen zu spezifizieren. Mit dem Quadratischen Ausgabensystem QES von Howe et al. (1979) und der quadratischen Erweiterung des AID-Systems (QAIDS, vgl. Banks et al. (1997) beinhaltet diese Modellklasse zwei empirisch bedeutsame, theoretisch fundierte Ansätze. Bevor diese (in den Kapiteln D. und E.) empirisch untersucht werden, soll im folgenden Kapitel dargelegt werden, welche Möglichkeiten der Berücksichtigung demographischer Variablen in einem Nachfrage- bzw. Engelkurvensystem bestehen. Der Blick ist dabei insbesondere auf die Wohlfahrtsmessung und die Ableitung von Äquivalenzskalen gerichtet.

C. Demographische Variablen in Nachfragesystemen und das Problem der Identifikation von Äquivalenzskalen

I. Überblick

In den empirischen Analysen des vorangehenden Kapitels wurden sechs Haushaltstypen definiert und nahezu sämtliche Regressionen für die Haushaltstypen separat durchgeführt. Motiviert war dieses Vorgehen durch den Vorsatz, den Daten zunächst so wenig Struktur wie möglich aufzuerlegen. Unter dieser Maxime ließen sich aussagekräftige Ergebnisse hinsichtlich der parametrischen Gestalt und der Dimension der Engelkurven der verschiedenen Haushaltstypen erzielen. Die Messung der Unterschiede im Verbrauchsverhalten der Haushaltstypen stand dabei nicht im Vordergrund der Analyse, weshalb die empirisch ermittelten Divergenzen allein deskriptiv interpretiert wurden. Die Anpassung integrierbarer, parametrischer Nachfrage- bzw. Engelkurven-Systeme, vor allem aber verallgemeinernde, induktive Aussagen über Verhaltens- und Wohlfahrtsunterschiede erfordert jedoch eine explizite Modellierung der Mechanismen, die einen Einfluss demographischer Haushaltsmerkmale auf das Verbrauchsverhalten bewirken. Während die Diskussion und Anwendung diesbezüglicher Parametrisierungen unter Vorgabe spezifischer Funktionsformen den empirischen Abschnitten der Kapitel D. und E. vorbehalten bleibt, sollen an dieser Stelle die theoretischen Ergebnisse bezüglich der Einbettung demographischer Variablen in der Nachfragemodellierung und der Wohlfahrtsanalyse zusammengetragen werden, die sich als fundamental für die empirische Konsumforschung im Rahmen neoklassischer Nutzenmaximierungsansätze erweisen und damit ebenfalls von zentraler Bedeutung für das weitere Vorgehen in den anschließenden ökonometrischen Untersuchungen der vorliegenden Arbeiten sind.

Demographische Variablen lassen sich in verschiedener Form in Verbrauchsanalysen berücksichtigen. In einer groben Kategorisierung können vier Verfahren unterschieden werden: Die getrennte Analyse, die demographische Funktionalisierung einzelner Parameter der ursprünglichen Nachfragefunktionen, die Betrachtung „demographisch transformierter Güter“, z. B. als Ergebnis einer „Haushaltsproduktionsfunktion“, und die demo-

graphische Parametrisierung von Äquivalenzskalen. Häufig lässt sich keine klare Trennungslinie zwischen den Verfahren ziehen, da spezielle Varianten eventuell mehreren der vier Ansätze zugeordnet werden können. Die vier Verfahren werden im Folgenden kurz umrissen. Daran anschließend erfolgt in zwei separaten Abschnitten eine ausführlichere Diskussion der beiden letztgenannten Ansätze, da diese den weiteren Gang der Untersuchung maßgeblich begründen.

In der bisherigen Analyse wurden die sechs betrachteten Haushaltstypen stets getrennt untersucht. Diese getrennte Schätzung ist die allgemeinste Form, demographische Merkmale einzubeziehen, da die Wirkungsweise der Haushaltsmerkmale auf den Verbrauch in keiner Weise restringiert ist. Die recht hohen Fallzahlen der EVS erlauben eine solche getrennte Untersuchung, angesichts des Umfangs der EVS ist auch eine feinere Gliederung z. B. nach Altersklassen für Kinder durchaus möglich, vgl. z. B. Missong und Stryck (1998). Nachteilig ist jedoch, dass die getrennte Analyse keinen formalen Test der Unterschiede im Verbrauchsverhalten bei der Variation soziodemographischer Merkmale erlaubt. Sobald nachfragetheoretische Überlegungen oder Prämissen eine bestimmte funktionale Form für die Modellierung demographischer Charakteristiken nahelegen, verbietet sich die getrennte Analyse schließlich. So werden die Ausführungen in Kapitel D. verdeutlichen, dass beispielsweise die Annahme nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen bei theoretisch konsistenter Einbettung in das neoklassische Nachfragemodell bestimmte Restriktionen hinsichtlich der Wirkungsweise demographischer Variable nach sich zieht, die einerseits über verschiedene Haushaltsmerkmale und andererseits über verschiedene Gütergruppen hinweg gelten und so eine Systemschätzung mit parametrischen Vorgaben notwendig machen.

Betrachtet man ein vollständig parametrisiertes, integrierbares Nachfragesystem, so birgt die willkürliche Aufnahme demographischer Variable als zusätzliche Regressoren in der Regel die Gefahr, dass die Integrabilitätsbedingungen verletzt werden. Anstatt die Invertierbarkeit durch zusätzliche Restriktionen sicherzustellen, erscheint es eleganter, die Parameter des ursprünglichen Systems, die ja bereits nutzentheoretischen Restriktionen unterliegen, als Funktionen der Haushaltsmerkmale zu modellieren. Diese Funktionalisierung kann sich auf einzelne Parameter beschränken, um den Verlust an Freiheitsgraden bei der Schätzung möglichst gering zu halten. Dagegen ist die Funktionalisierung aller Parameter des Systems nahezu äquivalent zur separaten Betrachtung möglicher Ausprägungen der demographischen Merkmale, s. o. Ein Zusammenhang zwischen den Systemgleichungen wird in diesem Fall nur über die Varianz-Kovarianz-Matrix der Störgrößen des Systems hergestellt.

Sind die Parameter des Systems inhaltlich interpretierbar, so besitzt deren Funktionalisierung häufig ebenfalls eine direkte ökonomische Interpretation. Funktionalisiert man beispielsweise im Linearen Ausgabensystem allein die Parameter b_k , d. h. die Mindestmengen, so wird unterstellt, dass Haushalte verschiedener Zusammensetzung sich allein hinsichtlich des Mindestbedarfs unterscheiden, während die Verbrauchsmuster für das „Überschusseinkommen“, d. h. das Einkommen abzüglich der Mindestausgaben, bei allen Haushalten identisch ist. Gleichzeitig lässt sich diese Parametrisierung als „Demographische Verschiebung“ im Transformationsansatz (s. u., Abschnitt C.II.) interpretieren, vgl. auch Kapitel E. Das Beispiel macht auch deutlich, dass die Wirkungsweise der demographischen Merkmale stets an das spezifische, betrachtete Nachfragesystem gebunden ist und nicht losgelöst von diesem System verallgemeinert werden kann. Diese Tatsache wird häufig als wesentlicher Kritikpunkt der Funktionalisierung einzelner Parameter angeführt, siehe z. B. Lewbel (1985), S. 1.

Ein sinnvoller, theoretisch konsistenter wie praktisch interpretierbarer Weg, demographische Variable in ein Nachfragemodell zu integrieren, besteht in der Annahme, dass nicht die ursprünglichen Gütermengen q_i , $i = 1, \dots, n$, sondern die zusammengesetzten Güter $\tilde{q}_j$, $j = 1, \dots, \tilde{n}$ nutzenstiftend wirken. Als anschauliche Beispiele für solche zusammengesetzten Güter können eine zu Hause zubereitete Mahlzeit oder ein in Eigenarbeit hergestelltes Möbelstück angeführt werden. Dabei wird unterstellt, dass diese $\tilde{n} \leq n$ Güter durch Transformation im Rahmen einer „Haushaltsproduktionsfunktion“ aus den ursprünglich betrachteten n Gütern hervorgehen und dass diese Transformationen mit den demographischen Merkmalen z variieren: $\tilde{q}_j = t_j(q_1, q_2, \dots, q_n; z)$. Die Nutzenfunktion lautet in diesem Fall $U(q, z) = \tilde{U}(\tilde{q})$. Diese allgemeine Formulierung besitzt verschiedene empirisch häufig angewendeten Spezialfälle und wird deshalb im folgenden Abschnitt C.II. ausführlich vorgestellt.

Schließlich besteht die Möglichkeit, die Äquivalenzskalen als Funktionen demographischer Haushaltsmerkmale zu modellieren. Gemäß den Ausführungen in Kapitel A.II. lässt sich die Äquivalenzskala s des Haushalts h und des Referenzhaushalts r als Quotient der Kostenfunktionen darstellen: $s(z_r, z_h, u, p) = C(u, p, z_h)/C(u, p, z_r)$. Unterstellt man eine bestimmte funktionale Abhängigkeit der Skalen von den demographischen Variablen z , so impliziert dies Restriktionen auf die Kostenfunktion bzw. auf die Relationen der Kostenfunktionen verschiedener Haushalte, womit wiederum bestimmte Restriktionen der Nachfragefunktionen bzw. der Engelkurven einhergehen. Ein populäres Beispiel ist die Betrachtung der Anzahl der Haushaltsmitglieder N als einziges Haushaltsmerkmal, $z_h = N_h$, und die Setzung $s(z_r, z_h, u, p) = (N_h/N_r)^\theta$. In diesem Fall stellt θ die Elastizität

der Skala in Bezug auf zusätzliche Haushaltsmitglieder dar, womit der Wertebereich $0 \leq \theta \leq 1$ sinnvoll erscheint.¹ Diese Skala erhält man dann und nur dann, wenn die Kostenfunktion sich gemäß $C(u, p, N) = N^\theta \tilde{C}(u, p)$ parametrisieren lässt. Eine unmittelbare Konsequenz ist, dass die Hicks-schen Budgetanteilsleichungen unabhängig von N sein müssen.² Dieses Beispiel wird in Abschnitt C.III. im Rahmen einer ausführlichen Diskussion des Zusammenhangs zwischen Annahmen bzgl. der Äquivalenzskalen und der Gestalt der Kostenfunktion wieder aufgegriffen.

II. Demographisch parametrisierte Haushaltsproduktion und Gütertransformation

Im Rahmen des Transformationsansatzes wird unterstellt, dass nicht die n betrachteten Güter q_i , sondern die daraus im Rahmen der Haushaltsproduktion generierten $\tilde{n} \leq n$ Güter $\tilde{q}_j$ nutzenstiftend wirken. Der Zusammenhang zwischen beiden Güterarten kann über eine $(\tilde{n} \times n)$ -Transformationsmatrix $T(z)$ hergestellt werden, deren Elemente Funktionen der demographischen Variablen z darstellen: $\tilde{q} = T(z)q$. Unterstellt man ferner, dass bei der „Produktion“ von $\tilde{q}$ auch ein Teil der verarbeiteten Güter (bei unterschiedlichen Haushaltstypen in unterschiedlichem Maß) als „Schwund“ verlorenggeht, mithin nicht nutzenstiftend wirkt, so lässt sich dieser Verlust im Vektor $r(z)$ mit n Funktionen der soziodemographischen Variablen zusammenfassen. Das resultierende Modell

$$(59) \quad U(q, z) = \tilde{U}(T(z)[q - r(z)])$$

charakterisiert die von Gorman (1976) vorgeschlagenen Linearen Haushaltstechnologien. Die Nutzenmaximierung erfordert, dass $T(z)q$ monoton steigend in jeder Gütermenge q_i ist, plausibel, wenn auch nicht zwingend erforderlich ist dabei auch, dass $T(z)$ keine negativen Elemente enthält, vgl. Lewbel (1997), S. 188. Bei Anwendungen des Modells wird in der Regel $n = \tilde{n}$, d. h. eine quadratische Transformationsmatrix unterstellt und es wird von der Invertierbarkeit von $T(z)$ ausgegangen. Dann lautet die zu (59) gehörige Kostenfunktion

¹ Die Skalen erfüllen per Konstruktion die in Kapitel A.III. beschriebenen Anforderungen der Monotonie und der Verknüpfbarkeit.

² Es gilt $q_i^h(u, p) = \partial C / \partial p_i$, und die Kosten entsprechen dem Einkommen bzw. den Gesamtausgaben μ . Damit erhält man $w_i^h(u, p) = q_i^h(u, p) / \mu = \partial(\ln C) / \partial \ln p_i$, vgl. auch die schematische Darstellung in Abb. 5 .

$$(60) \quad C(p, u, z) = \tilde{C}(p[T(z)]^{-1}, u) - p'r(z)$$

Auch mit diesen Einschränkungen enthält diese allgemeine Formulierung zahlreiche, für die empirische Forschung bedeutsame Spezialfälle.³ Mit der Bezeichnung *Gorman* wird in der Regel der Fall einer diagonalen Matrix $T(z)$ in Verbindung gebracht.⁴ Bollino et al. (2000) bezeichnen deshalb den Fall einer vollbesetzten $T(z)$ -Matrix als *Erweiterte Gorman Spezifikation (Extended Gorman)*.⁵ Entspricht $T(z)$ der Einheitsmatrix, so erhält man das Modell der *Demographischen Verschiebung* (demographic translation, Pollak und Wales (1981)). Hier wird unterstellt, dass die ursprünglich betrachteten Güter nicht transformiert oder kombiniert werden, sondern dass lediglich ein Teil jedes verbrauchten Gutes nicht nutzenwirksam wird bzw. als Basisbedarf interpretiert werden kann, was die Forderung $r(z) > 0$ nach sich zieht, vgl. Lewbel (1997), S. 188.

Graphisch entspricht die *Demographische Verschiebung* einer Verschiebung des Ursprungs des Güterraumes, d. h. des Bezugspunktes des Nut-

³ Andererseits kann die Gorman-Formulierung (59) selbst als Spezialfall einer allgemeineren, nichtlinearen Transformation der ursprünglichen Gütermengen aufgefasst werden. Lewbel (1985) verallgemeinert den linearen Ansatz von Gorman durch Einführung sog. modifizierender Funktionen, die eine Übertragung der weiter unten beschriebenen *Demographischen Skalierung* und der *Demographischen Verschiebung* auf die Budgetanteilsleichungen erlaubt. Zum Zusammenhang zwischen dieser nichtlinearen Parametrisierung und (59) vgl. auch Lewbel (1997), S. 188.

⁴ Pollak/Wales (1981), S. 1537, bezeichnen die Parametrisierung $U(q, z) = \tilde{U}(T(z)q - r(z))$ als umgekehrte Gorman-Spezifikation (reverse Gorman specification), weisen jedoch an gleicher Stelle explizit darauf hin, dass der *Gorman*- und der *umgekehrte Gorman*-Fall durch eine geeignete Neudefinition von $T(z)$ und $r(z)$ ineinander überführt werden können und daher äquivalent sind. Eine Unterscheidung ist nur dann sinnvoll, wenn $T(z)$ und $r(z)$ a priori vorgegeben werden, vgl. Pollak/Wales (1980), Fußnote 11. Bollino et al. (2000) parametrisieren in ihrer Studie zunächst $T(z)$ und unterscheiden folglich auch die ursprünglichen und die umgekehrten Prozeduren.

⁵ Diese Spezifikation lässt gemäß (60) sehr flexible Wechselwirkungen zwischen den Güterpreisen und den Haushaltsmerkmalen zu. In der empirischen Anwendung auf eine Zeitreihe italienischer Haushaltsbudgetdaten erweist sich diese allgemeine Parametrisierung als den übrigen in Bollino et al. (2000) untersuchten Spezifikationen als überlegen. Dabei ist jedoch zu beachten, dass das Modell unter der *Erweiterten Gorman Spezifikation* so komplex wird, dass als einziges Haushaltsmerkmal die Haushaltsgröße (Mitgliederzahl) berücksichtigt werden kann. Insofern lässt sich nicht beurteilen, inwieweit eine Ausgleichstendenz zwischen allgemeiner Spezifikation der Haushaltstechnologie und allgemeiner Spezifikation des Musters demographischer Merkmale besteht.

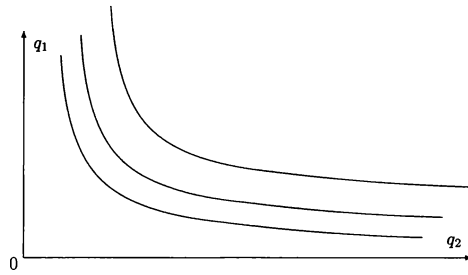
zengebirges und der zugehörigen Isohöhenlinien bzw. Indifferenzkurven. Enthält ein Nachfragesystem bereits solche Verschiebungsparameter, dann entspricht die *Demographische Verschiebung* der Modellierung dieser Parameter als Funktionen der soziodemographischen Haushaltsmerkmale. Ein Beispiel für ein solches System ist das Lineare Ausgabensystem. Die Verschiebungsparameter sind die Mindestmengen b_i , die dem LES zugrundeliegende Klein-Rubin-Nutzenfunktion $U = \prod_k (q_k - b_k)^{a_k}$ geht durch eine *Demographische Verschiebung* aus einer Cobb-Douglas-Nutzenfunktion $U = \prod_k q_k^{a_k}$ hervor.

Für den Zwei-Güter-Fall ($k = 1, 2$) ist diese Beziehung in Abbildung 19 dargestellt. Die Größen $b_1 + d_1(z_h)$ und $b_2 + d_2(z_h)$ entsprechen den Parametern $r_1(z_h)$ und $r_2(z_h)$ eines demographisch verschobenen Nachfragesystems mit Cobb-Douglas-Nutzen. Gemäß der Kostenfunktion (60) stellen die mit den Güterpreisen gewichteten Funktionswerte $r(h)$, $p'r(z) = \sum_k p_k r_k(z)$, Fixkosten dar, die unabhängig vom jeweiligen Nutzenniveau für Haushalte mit unterschiedlichem demographischen Profil in unterschiedlicher Höhe anfallen. Dies motiviert die Interpretation dieses Kostenanteils als „Mindestausgaben“.

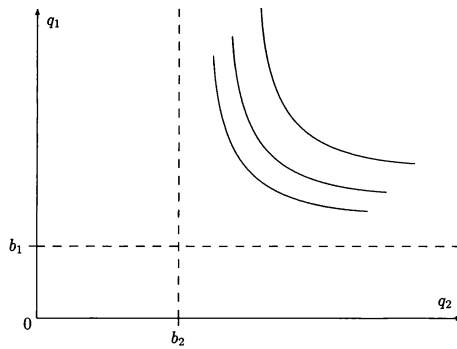
In Nachfragesystemen, die bereits Verschiebungsparameter enthalten (wie z. B. die Linearen Ausgabensysteme), bietet die *Demographische Verschiebung* eine einfache Möglichkeit, in empirischen Untersuchungen demographische Variable konsistent in das ökonometrische Modell zu integrieren. Im Kapitel E. wird von diesem Ansatz im Rahmen der Analyse Quadratischer Ausgabensysteme ausgiebig Gebrauch gemacht. Darüber hinaus besitzt die *Demographische Verschiebung* jedoch auch große Bedeutung für die theoretische Modellbildung. Pollak und Wales (1992), S. 32f., zeigen, dass die Methode allgemein dazu genutzt werden kann, beliebige integrierbare Nachfragesysteme um zusätzliche, einkommensunabhängige Terme zu erweitern. Bollino und Violi (1990) nutzen die *Demographische Verschiebung* zur Entwicklung eines verallgemeinerten Modells der PIGLOG-Klasse, in dem das AID-System und das Translog-System durch Parameterrestriktionen genestet sind.⁶

Weitere wichtige Spezialfälle der Gorman-Technologie erhält man, wenn man das Konzept nicht-nutzenstiftender Basismengen verwirft und stattdessen unterstellt, dass die einzelnen Verbrauchsmengen unabhängig voneinander in unterschiedlichen Haushalten mit verschiedenen Anteilen oder Proportionalitätsfaktoren in die Nutzenfunktion eingehen. Dies entspricht der Annahme $r(z) = 0$ und einer diagonalen Matrix $T(z)$ in (59).

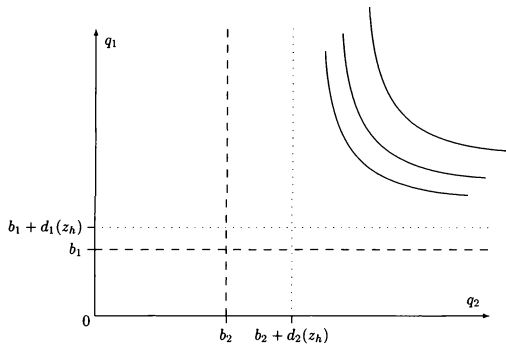
⁶ Bollino und Violi bezeichnen dieses Modell mit dem Kürzel GAITL, was für *Generalized Almost Ideal / Translog* steht.



a) Indifferenzkurven bei Cobb-Douglas-Nutzenfunktion



b) Indifferenzkurven im Linearen Ausgabensystem



c) Demographische Verschiebung des Linearen Ausgabensystems

Quelle: Angelehnt an Pollak und Wales (1992), S. 6f.

Abbildung 19: Demographische Verschiebung von Nachfragesystemen
am Beispiel des LES

Die rigideste Annahme ist dabei, dass $T(z)$ eine $(n \times n)$ -Einheitsmatrix, multipliziert mit der skalaren Funktion $t(z)$ darstellt. Betrachtet man beispielsweise nur die Einpersonenhaushalte mit $t(z) = 1$ und Zweipersonenhaushalte mit $t(z) = 0,625$, so würde dies, bedeuten, dass gemäß (59) dem Einpersonenhaushalt die 62,5% der Verbrauchsmenge des Zweipersonenhaushalts ausreichen, um dasselbe Nutzenniveau zu erreichen. Die entsprechende Interpretation ergibt sich aus der Betrachtung der Kostenfunktion (60): Hier wirkt der höhere Bedarf des Zweipersonenhaushalts zur Erreichung von u wie eine Verteuerung aller Güter um den Faktor $1/0,625 = 1,6$. Da $C(\cdot)$ homogen vom Grade 1 in den Preisen ist, bedeutet dies, dass dem Zweipersonenhaushalt unabhängig von der genauen Verbrauchsstruktur die 1,6-fachen Kosten des Einpersonenhaushalts entstehen und $s = 1,6$ damit die Äquivalenzskala darstellt. Diese spezielle Form der Skalierung bzw. der Parametrisierung von (59) wird häufig als Engelskalierung bezeichnet, eine Begründung und Formalisierung erfolgt im nächsten Unterabschnitt.

Eine schwächere Restriktion erhält man, wenn (neben $r(z) = 0$) eine diagonale Transformationsmatrix $t(z)$ angenommen wird, bei der aber für jedes Gut ein eigener Skalierungsfaktor $t_i(z)$ zugelassen wird. Der Skalierung der Mengen in (59) entspricht gemäß (60) eine Skalierung des Güterpreises p_i mit $1/t_i(z)$. Dieses Modell, zurückgehend auf Barten (1964), wird als „Bartenskalierung“ oder, gemäß der Notation in Pollak und Wales (1981) als *Demographische Skalierung* (demographic scaling) bezeichnet. Im Gegensatz zur oben beschriebenen Engelskalierung sind hier für jeden Haushaltstyp spezifische Substitutionseffekte zwischen einzelnen Gütern zulässig. Damit können beispielsweise typische „Kinder-Güter“ bei Haushalten mit Kindern einen hohen Preisaufschlag, andere Güter einen geringeren Inflationsfaktor erhalten.

Die Darstellung zeigt auch, dass im Ansatz der *Demographischen Skalierung* Änderungen soziodemographischer Merkmale analog zu Preisänderungen auf die Nachfrage wirken und entsprechend in der Kostenfunktion berücksichtigt werden. Anstelle einer weiteren Verallgemeinerung der Koeffizienten der Haushaltstechnologie zu untersuchen – eine naheliegende Annahme wäre beispielsweise, dass die Skalierungskoeffizienten in der *Demographischen Skalierung* mit den Preisen variieren, d. h. $t_i(z, p)$ lauten – erscheint es sinnvoller und strukturierter, sich unmittelbar der demographischen Parametrisierung der Kostenfunktion zuzuwenden. Da der Quotient von Kostenfunktionen bei gleichem Nutzenniveau eine Äquivalenzskala darstellt, ist der Übergang zur direkten Parametrisierung der Äquivalenzskala fließend.

III. Demographische Parametrisierung von Äquivalenzskalen

In den folgenden drei Gleichungen ist die Gestalt der Kostenfunktion, die durch die *Demographische Verschiebung* (DV), die *Demographische Skalierung* (DS), und die Engelskalierung (E) induziert wird, zusammengefasst:

$$(61) \quad C(u, p, z) = f(p, z) + \tilde{C}(u, p) \quad (\text{DV})$$

$$(62) \quad C(u, p, z) = \tilde{C}(u, \tilde{p}) \quad \text{mit} \quad \tilde{p} = p_i/t_i(z) \quad (\text{DS})$$

$$(63) \quad C(u, p, z) = m(z)\tilde{C}(u, p) \quad (\text{E})$$

Normiert man im Zuge der Engelskalierung $m(z)$ für den Referenzhaushalt r auf $m(z_r) \equiv 1$, so kann $m(z)$ wegen

$$s(z_r, z_h, u, p) = C(u, p, z_h)/C(u, p, z_r)$$

unmittelbar als Äquivalenzskala interpretiert werden. Durch eine Faktorisierung der Kostenfunktion können demnach unmittelbar Äquivalenzskalenmodelle generiert werden. So lässt sich (63) verallgemeinern, indem zugelassen wird, dass die Skala mit dem Nutzenniveau variiert. Lewbel (1997), S. 189, bezeichnet dies als „'weak' Engel scaling“ (Hervorhebung im Original). Diese „Schwache Engelskalierung“ (SE) lautet

$$(64) \quad C(u, p, z) = m(z, u)\tilde{C}(u, p) \quad (\text{SE})$$

Beide Engelskalierungen zeichnen sich dadurch aus, dass die Skala preisunabhängig ist. Ferner sind beide Faktorisierungen hinreichend für die Annahme, dass für ein gegebenes Nutzenniveau die Budgetanteile für Nahrung (oder ein weiter gefasstes Kompositum von Notwendigkeitsgütern nw , zweier Haushalte identisch sein müssen. Für diese analytische Grundlage der Ableitung der Äquivalenzskala nach dem „Engelschen Gesetz“, der Methode gleicher Budgetanteile, wählt Browning (1992), S. 1438, das Kürzel „iso-prop“ für Iso-Proportionalität. Er zeigt, dass Unabhängigkeit der Skala allein vom Preis des betrachteten Notwendigkeitsguts, p_{nw} , die notwendige Bedingung für die iso-prop Eigenschaft ist. Bezeichnet man mit p_{-nw} den Preisvektor ohne den Preis p_{nw} , so gilt

$$(65) \quad C(u, p, z) = m(p_{-nw}, z, u)\tilde{C}(u, p) \quad (\text{iso-prop})$$

Dies ist offensichtlich eine schwächere Bedingung als (63) oder (64). In einer alternativen Parametrisierung werden beliebige Preisabhängigkeiten, aber eine Unabhängigkeit der Skala vom Nutzenniveau postuliert. Die theoretischen Implikationen dieser Skalenform wurden unabhängig voneinander in Blackorby und Donaldson (1988) und Lewbel (1989b) diskutiert.⁷ Die Annahme der Nutzenunabhängigkeit (NU) wird von Blackorby und Donaldson mit „ESE: Engel Scale Exactness“ und von Lewbel mit „IB: Independence of Base Utility“ bezeichnet.

$$(66) \quad C(u, p, z) = m(z, p)\tilde{C}(u, p) \quad (\text{NU})$$

Eine weitergehende Faktorisierung schlägt Ray (1986) mit der „Verallgemeinerte Kostenskalierung“ (*generalized cost scaling*) vor. Unter (VKS) wird der Kostenskalierungsfaktor $m(\cdot)$ multiplikativ aufgespalten in einen nutzenunabhängigen und einen preisunabhängigen Faktor:

$$(67) \quad C(u, p, z) = m_0(z, p)m_1(z, u)\tilde{C}(u, p) \quad (\text{VKS})$$

Um die Unterschiede in der ökonomischen Interpretation der Skalenmodelle (61) bis (67) zu verdeutlichen, ist es instruktiv, Rays Interpretation der Faktoren $m_0(\cdot)$ und $m_1(\cdot)$ zu betrachten. Er bezeichnet $m_0(\cdot)$ als Kostenänderungsindex in Bezug auf die Güterpreise für einen Haushalt mit „Mindestnutzen“ („subsistence household ($u=0$)“, Ray (1986), S. 269.), während $m_1(\cdot)$ die Änderung dieses Indexes bei gegebenen Preisen und veränderter Lebenshaltung beschreibt.

Die Interpretation von $m_0(\cdot)$ ist insbesondere im Vergleich mit der *Demographischen Verschiebungs*-Variante gemäß (61) von Interesse. Dort stellte $f(p, z)$ unmittelbar (nutzenunabhängige) Fixkosten dar, weshalb die Parametrisierung (61) in der Äquivalenzskalen-Literatur auch als „Fixkostenansatz“ bezeichnet wird. Wegen der Unabhängigkeit dieses Kostenteils vom Niveau der Lebenshaltung ist die Verbindung zu einem Mindestnutzen- bzw. Subsistenzniveau bzw. zu einem (wenn auch nicht physischem, so doch soziokulturellem) Existenzminimum offensichtlich.⁸ Es liegt daher nahe, im Fixkostenansatz den Quotienten der Fixkosten als Proxyvariable für die Skala bei niedriger (niedrigster) Lebenshaltung u_{min}

⁷ Ray (1983) betrachtet ebenfalls eine Parametrisierung gemäß (66) und nennt diese Preisskalierung (*price scaling*), vgl. auch Ray (1996), S. 309.

⁸ Im Linearen Ausgabensystem bezeichnet $f(z, p)$ beispielsweise die Summe der Mindestausgaben. Die Kostenfunktion des LES ohne demographische Variablen lautet $C(p, u) = \sum_k b_k p_k + u \prod_k (p_k/a_k)^{\alpha_k}$.

zu wählen: $s(z_r, z_h, u_{min}, p) \approx f(z_h, p)/f(z_r, p)$. Bei der Interpretation von m_0 dehnt Ray diese Argumentation auf den multiplikativen Fall aus: Hier ist $\ln m_0(\cdot)$ der nutzenunabhängige Teil der logarithmierten Kostenfunktion $\ln C(u, p, z)$.

Die Interpretation des Absolutglieds in $\ln C(\cdot)$ als (logarithmierte) Mindestkosten lässt sich historisch weiter zurückverfolgen. Schon bei der Einführung des AID-Systems wiesen Deaton und Muellbauer (1980a) darauf hin, dass das Absolutglied α_0 im Preisindex $\ln a(p)$ der logarithmierten Kostenfunktion $\ln C(u, p) = \ln a(p) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}$ empirisch schwierig zu identifizieren sei, dass es aber als Existenzminimum im Basisjahr, in dem alle Preise auf 1 normiert sind, interpretiert werden und in diesem Sinne a priori festgelegt werden könne.⁹

1. Das Problem der Identifikation von Äquivalenzskalen aus Nachfragedaten

Während in der (VKS)-Variante zusätzlich zum nutzenunabhängigen demographischen Faktor ein nutzenabhängiger Kostenfaktor bzw. Äquivalenzskalenbestandteil berücksichtigt wird, unterstellt der (NU)-Ansatz (66), dass die Skala $s(z_r, z_h, u, p) = m(z_h, p)/m(z_r, p)$ für jedes beliebige Nutzenniveau Gültigkeit besitzt. Gemessen an der (VKS)-Variante nimmt sich diese Annahme unnötig restriktiv aus, weshalb für empirische Anwendungen (VKS) zunächst überlegen scheint. Da die Nutzenfunktion jedoch nur bis auf streng monotone Transformationen festgelegt ist, entziehen sich die in (VKS) impliziten Skalen einer Schätzung auf Basis von Nachfragedaten.

Dieses fundamentale Argument, ausführlich diskutiert in Pollak und Wales (1979), gilt offensichtlich für alle Äquivalenzskalen, die mit dem Nutzenniveau der betrachteten Haushalte variieren. In einer formalen Betrachtung ist es der Umstand, dass eine beliebige Funktion $g(u, z)$, die im (skalaren) Argument u streng monoton steigt, herangezogen werden kann, um die Nutzenfunktion $u = U(q, z)$ zu transformieren.¹⁰ Die Maximierung von $\tilde{u} = g(U(q, z), z)$ bezüglich der Mengen q führt zu denselben

⁹ „[...] in many examples, the practical identification of α_0 is likely to be problematical. [...] This can be overcome by assigning a value to α_0 a priori. Since the parameter can be interpreted as the outlay required for a minimal standard of living when prices are unity (usually in the base year; [...]), choosing a plausible value is not difficult.“ *Deaton/Muellbauer* (1980a), S. 316.

¹⁰ Dieses Faktum wurde bereits in der Einleitung angesprochen, eine graphische Illustration erfolgt weiter unten, siehe Abbildung 20 auf Seite 135.

Nachfragegleichungen wie die Maximierung von $U(q, z)$. Der beobachtete Verbrauch bleibt durch die Transformation unverändert, nicht aber die abgeleiteten Äquivalenzskalen: Im Allgemeinen gilt

$$C(z_h, p, u)/C(z_r, p, u) \neq C(z_h, p, g(u, z))/C(z_r, p, g(u, z))$$

Die Transformation $g(U(q, z), z)$ bewirkt, dass sich das Nutzengebirge im (q, z) -Raum verändert, während die Iso-Höhenlinien bezogen auf q , d. h. die Indifferenzkurven bzgl. der Güterkombinationen q unverändert bleiben. Gleiche Indifferenzkurven von $U(q, z)$ und $g(U(q, z), z)$ repräsentieren dann allerdings ein jeweils anderes Nutzenniveau (u und $\tilde{u}$ in der obigen Notation), vgl. auch Blundell et al. (1994b), S. 10f.

Nur wenn die Kostenfunktion sich gemäß (66) faktorisieren lässt, hat eine mögliche Transformation des Nutzens keinerlei Einfluss auf die Äquivalenzskala: der nutzenabhängige Kostenteil variiert nicht mit den Haushaltsmerkmalen, ist mithin über alle Haushalte konstant und kürzt sich bei der Berechnung der Skala. In der obigen Notation weist neben der Formulierung (NU) auch die (starke) Engelskalierung (E) die Eigenschaft der Nutzenunabhängigkeit auf, (NU) stellt allerdings den allgemeineren Fall dar, da hier die Skala noch mit den Preisen variieren kann. Weiter unten wird ausgeführt, dass die Preisflexibilität der Skala ökonomisch als nahezu unverzichtbares Attribut der Skala angesehen werden kann.

Zunächst bleibt jedoch festzuhalten, dass Äquivalenzskalen aus Nachfragebeobachtungen allein nicht identifizierbar sind. Sie können konstruiert werden, wenn die Annahme der Nutzenunabhängigkeit, d. h. eine Faktorisierung der Kostenfunktion gemäß (66) a priori unterstellt wird. Diese Annahme selbst entzieht sich jedoch prinzipiell einer empirischen Überprüfung. Wohl aber lässt sich überprüfen, ob die Daten überhaupt mit der Annahme (NU) vereinbar sind. Diese Aussagen werden in Abschnitt C.III.2. an einem konkret parametrisierten Beispiel verdeutlicht.

Das fundamentale Identifikationsproblem existiert unabhängig davon, ob im verwendeten Datensatz Preisvariationen beobachtbar sind und ob die demographischen Variablen z selbst Ergebnisse einer Wahlhandlung des Haushalts und mithin endogen sind.

Dass sich das Identifikationsproblem nicht auf die Analyse von Querschnittsdaten, d. h. auf die Situation fehlender Preisvariation in den Daten beschränkt, ist offensichtlich: Die Ordinalität des Nutzens und damit die Zulässigkeit monotoner Transformationen wird vom Grad der Preisvariation nicht berührt.

Die Identifikationsproblematik wird auch grundsätzlich nicht beeinflusst von der Frage, ob die demographischen Variablen z selbst endogen sind und das Ergebnis einer Nutzenmaximierung bzgl. der Argumente einer übergeordneten Nutzenfunktion $U^*(q, z)$ sind. Pollak und Wales (1979) argumentieren, dass das beobachtete Verbrauchsverhalten allein die bedingten Präferenzen über Güterbündel bei gegebenen Haushaltsmerkmalen, zusammengefasst in der bedingten Nutzenfunktion $U^{**}(q|z)$, widerspiegelt. In der Tat wäre $U^*(q, z)$ allenfalls dann zu identifizieren, wenn Variationen in der gemeinsamen Wahlentscheidung über q und z beobachtet werden könnten.¹¹ Als einfaches Beispiel mag die Nutzenfunktion $\tilde{U}^*(q, z) + g(z)$ dienen, die offensichtlich dieselben bedingten Präferenzen und damit dieselben Nachfragen impliziert wie $U^*(q, z)$. Unbeschadet der zusätzlichen Komplikation einer möglicherweise endogenen Bestimmung der demographischen Merkmale z besteht das Identifikationsproblem bzgl. der Skala fort, selbst wenn z als Parameter, und nicht als Entscheidungsvariable in $U^*(q, z)$ vorausgesetzt werden könnte: Streng monotone Transformationen bzgl. $U^*(q, z)$ sind in beiden Fällen zulässig und lassen eine eindeutige Bestimmung der Äquivalenzskalen allein anhand von Nachfragebeobachtungen nicht zu.

2. Ein parametrisches Beispiel zum Identifikationsproblem

Da das Problem der mangelnden Identifizierbarkeit von Äquivalenzskalen anhand von Haushaltsbudgetdaten von zentraler Bedeutung für die empirische Wohlfahrtsmessung ist und auch im Mittelpunkt der folgenden Kapitel steht, soll es an einem konkreten, voll parametrisierten Modell kurz illustriert werden. Ausgangspunkt ist die Kostenfunktion

$$(68) \quad C(u, p) = A(p)u^{B(p)}$$

wobei $A(p)$ und $B(p)$ homogene Funktionen der Güterpreise sind, $A(p)$ linear homogen und $B(p)$ homogen vom Grade 0. Vereinfachend werden Preisindizes vom Cobb-Douglas-Typ unterstellt:

$$(69) \quad \ln A(p) = \sum_k \alpha_k \ln p_k, \quad \ln B(p) = \sum_k \beta_k \ln p_k$$

¹¹ Vgl. auch *Lewbel* (1997), S. 193. In der Statistik findet sich offensichtlich ein Analogon: Hier ist es i. d. R. unmöglich, gemeinsame Wahrscheinlichkeiten und Randwahrscheinlichkeiten eindeutig aus den bedingten Wahrscheinlichkeiten zu berechnen.

Die indirekte Nutzenfunktion lautet

$$\ln u = \ln V(\mu, p) = (\ln \mu - \ln A(p))/B(p)$$

Daraus erhält man mittels Roys Identität die loglineare Budgetanteils-
gleichung

$$(70) \quad w_i = \alpha_i^* + \beta_i \ln \mu \quad \text{mit} \quad \alpha_i^* = (\alpha_i - \beta_i \sum_k \alpha_k \ln p_k)$$

Führt man als soziodemographisches Merkmal allein die Anzahl der Haushaltsmitglieder N ein, so können Haushaltsgrößenvorteile elegant anhand der isoelastischen Funktion N^θ gemessen werden. Die Kostenfunktion (68) wird verallgemeinert zu

$$(71) \quad \tilde{C}(u, p, N) = N^\theta A(p) u^{B(p)}$$

Für $\theta = 0$ hat die Anzahl der Haushaltsmitglieder keinen Einfluss auf die Kosten bzw. den Verbrauch des Haushalts, für $\theta = 1$ gibt es keine Größenvorteile: In diesem Fall benötigt beispielsweise ein Paar die doppelte Verbrauchsmenge eines Alleinlebenden, um dasselbe Nutzenniveau zu erreichen. Der Wertebereich des Parameters θ ist daher $0 < \theta \leq 1$ und die Größenvorteile sind um so höher, je kleiner θ ist.

Die Budgetanteile lauten nun

$$(72) \quad w_i = \alpha_i^* + \beta_i \ln(\mu/N^\theta) = \alpha_i^* + \beta_i \ln(\mu/N) + \beta_i(1 - \theta) \ln N$$

Die letzte Umformung in (72) zeigt, dass sich die Modellparameter grundsätzlich anhand von Haushaltsbudgetdaten ökonometrisch schätzen lassen, indem die Budgetanteile auf eine Konstante, das Pro-Kopf-Haushaltseinkommen und die Anzahl der Haushaltsmitglieder regressiert wird. Nicht zuletzt infolge der einfachen empirischen Anwendbarkeit wurde dieses Modell als Grundlage zahlreicher ökonometrischer Studien gewählt, häufig zitiert wird beispielsweise Buhmann et al. (1988).¹²

¹² Die unrealistische Annahme, dass Erwachsene und Kinder mit gleichem Gewicht in die Skala eingehen lässt sich aufweichen, indem man die Zahl der Haushaltsmitglieder in die Anzahl N^E erwachsener Haushaltsmitglieder und die Anzahl der Kinder N^K aufteilt ($N^E + N^K = N$) und in der Kostenfunktion (71)

Unterstellt man dagegen, dass die Größenvorteile mit zunehmendem Wohlstand des Haushalts ihr Ausmaß verändern, so lässt sich diese Nutzenabhängigkeit durch die Kostenfunktion

$$(73) \quad \check{C}(u, p, N) = N^\theta A(p) u^{B(p)\gamma(1+\ln N)} \quad \text{mit } \gamma > 0$$

modellieren. Die Kostenfunktion (73) führt jedoch zu genau denselben Budgetanteilsleichungen (72) wie die ursprüngliche Kostenfunktion mit festen, nutzenunabhängigen Größenvorteilen (71). Anhand von Nachfragedaten kann also nicht zwischen beiden Kostenfunktionen diskriminiert werden; dies gilt unabhängig davon, ob Preisvariationen beobachtet werden oder nicht, d. h. das Argument beschränkt sich nicht auf die Schätzung bei Querschnittsdaten. Die Äquivalenzskalen unter beiden Kostenfunktionen unterscheiden sich jedoch deutlich: Umfassen Referenzhaushalt r und Haushalt h jeweils N_r bzw. N_h Mitglieder, so ist die Äquivalenzskala $\tilde{s}(z_r, z_h, u, p)$ bei Kosten der Art (71) unabhängig vom Nutzenniveau:

$$(74) \quad \tilde{s}(z_r, z_h, u, p) = \frac{\tilde{C}(u, p, N_h)}{\tilde{C}(u, p, N_r)} = \left(\frac{N_h}{N_r} \right)^\theta$$

Der Parameter θ wird auch als „Skalenelastizität“ bezeichnet. Im Falle der Gültigkeit von (73) erhält man dagegen die mit dem Nutzenniveau variierende Skala

$$(75) \quad \begin{aligned} \check{s}(z_r, z_h, u, p) &= \frac{\check{C}(u, p, N_h)}{\check{C}(u, p, N_r)} = \left(\frac{N_h}{N_r} \right)^\theta u^{B(p)\gamma(\ln N_h - \ln N_r)} \\ &= \left(\frac{N_h}{N_r} \right)^{\check{u}} \quad \text{mit } \check{u} = \theta + B(p)\gamma \ln u \end{aligned}$$

N^θ durch $(N^E + \rho N^K)^\theta$ ersetzt, wobei ρ mit $0 \leq \rho \leq 1$ einen zusätzlichen Modellparameter darstellt. Diese Spezifikation wird u. a. in *Coulter et al.* (1992) und *Banks/Johnson* (1994) untersucht, vgl. auch *Cowell/Jenkins* (1994) und die in *Michellini* (2000), S. 133, genannten Studien. *Faik* (1995), S. 323 weist darauf hin, dass die Reduktion der skalenbeeinflussenden demographischen Größen auf eine einzige Dimension, nämlich die Zahl der Haushaltsmitglieder, genutzt werden kann, um die Sensitivität der Ergebnisse von Analysen der Verteilung wohlfahrtsäquivalenter Einkommen hinsichtlich der verwendeten (eventuell ursprünglich mehrdimensional modellierten) Skalen systematisch zu untersuchen. Faik selbst verwendet die isoelastische Parametrisierung der Skalen in Sensitivitätsanalysen zur Messung von Armut und der Ungleichheit in den Einkommensverteilungen deutscher Haushalte (*Faik* (1995), S. 331ff.).

Neben der Abhängigkeit vom Nutzenniveau weist die Skala (75) eine Preisabhängigkeit auf, und sie variiert mit dem Parameter γ , der allein anhand der Analyse von Haushaltsbudgetdaten, d. h. anhand der Schätzung der Budgetanteilsleichungen (72), nicht identifiziert werden kann. Allgemeiner formuliert bleibt die Skala unbestimmt, da eine Identifikation der monotonen Nutzentransformation

$$g(u, N) = u^{\gamma(1+\ln N)} \quad \text{in} \quad \check{C}(u, p, N) = \tilde{C}(g(u, N), p, N)$$

unmöglich ist.

Unterstellt man im vorliegenden Beispiel nutzenunabhängige Äquivalenzskalen, also die Gültigkeit von (74), so ist diese Prämisse grundsätzlich nicht durch statistische Testverfahren im Rahmen der ökonometrischen Analyse von Haushaltsbudgetdaten überprüfbar. Wohl aber lassen sich die grundsätzlichen Restriktionen testen, die sich sowohl bei nutzenunabhängigen wie bei der zugehörigen Klasse nutzenabhängiger Skalen für die resultierenden Engelkurven oder Nachfragegleichungen ergeben. Im vorliegenden Beispiel wäre zu überprüfen, ob die Daten überhaupt durch die Nachfragen (72) beschrieben werden können, d. h. ob Skalen der Art (74) grundsätzlich empirische Unterstützung erfahren. Lässt sich die Gestalt der Nachfragegleichungen (72) nicht ablehnen, so bedeutet dies, dass die gemäß (74) ermittelten nutzenunabhängigen Skalenwerte mit den beobachteten Verbrauchsdaten vereinbar sind. Nutzenabhängige Skalen, die eventuell völlig andere Skalenwerte liefern, können in diesem Fall dennoch nicht ausgeschlossen werden.

Der Ansatz einer empirischen Überprüfung, ob die Daten der EVS 1993 tatsächlich mit der Annahme nutzenunabhängiger Skalen vereinbar ist, wird in Kapitel D. aufgegriffen. Im Gegensatz zu dem gerade diskutierten Beispiel wird dort jedoch zugelassen, dass die Äquivalenzskalen mit den Preisen variieren. Dass die Annahme der Preisunabhängigkeit, d. h. eine Parametrisierung der Kostenfunktion bzw. der Äquivalenzskalen gemäß der beiden Engel-Varianten (63) und (64) schwerwiegende und unrealistische Restriktionen – z. B. im Hinblick auf die zeitliche Entwicklung der Kostenstruktur von Haushalten unterschiedlicher Zusammensetzung – impliziert, wird deutlich, wenn man den Zusammenhang zwischen Äquivalenzskalen und sog. Indizes der Lebenshaltung betrachtet. Dieser Aspekt wird im Folgenden näher ausgeführt; die wesentlichen Argumente folgen aus den grundlegenden Arbeiten von Pollak und Wales (1979) und Blundell und Lewbel (1991).

3. Äquivalenzskalen und Kosten der Lebenshaltung

Der Quotient

$$(76) \quad L(p, p_0, z, u) = C(p, z, u) / C(p_0, z, u)$$

bezeichnet einen Lebenshaltungsindex, vgl. Deaton und Muellbauer 1980b, Kap. 7.¹³ Er gibt an, welche Kostenänderung einem Haushalt mit den Charakteristika z entstehen, wenn das ursprüngliche Preisgefüge p_0 sich zum Preisregime p ändert und der Haushalt weiterhin seine Lebenshaltung bzw. sein Nutzenniveau u aufrecht erhält. Anders als die Äquivalenzskalen lässt sich ein Lebenshaltungsindex eindeutig aus den Nachfragebeobachtungen bestimmen, da – unabhängig von der gewählten Transformation bzw. Kardinalisierung des Nutzens u in $C(u, p, z)$ – jede Kostenfunktion, die die gleichen beobachtbaren Marktnachfragen $q_i^m(p, \mu, z)$ nach sich zieht, auch die gleichen Werte des Lebenshaltungsindex (76) generiert. Auch wenn der Nutzen nicht beobachtbar ist, sind im Preisregime p_0 die Ableitungen der Kostenfunktion, nämlich die Gütermengen, beobachtbar. Damit ist die Kostenfunktion hinreichend charakterisiert, um für ein beliebiges Preisregime p durch Integration die zugehörigen Kosten zu ermitteln.¹⁴

Diese Argumentation bzgl. der Preise lässt sich offensichtlich nicht auf die demographischen Variablen z übertragen: Ableitungen von $C(\cdot)$ nach z_h haben im Nutzenmaximierungsansatz keinen unmittelbaren Einfluss für die analytische Ableitung der Marktnachfrage bzw. sie generieren keine eindeutig auswertbaren beobachtbare Phänomene. Pollak und Wales (1979) und (1992), Kapitel 3.2., unterscheiden daher zwischen dem Vergleich von Lebenshaltungsindizes verschiedener Haushalte, der allein aufgrund von Nachfragebeobachtungen möglich ist („Situations-Vergleiche“ (situation comparisons) in der Terminologie von Pollak und Wales), und der Betrachtung von Äquivalenzskalen („Wohlfahrts-Vergleiche“ (welfare comparisons)), die allein auf Basis von Haushaltsbudgetdaten nicht gemessen werden können. Der definitorische Zusammenhang zwischen Lebenshaltungsindizes und Äquivalenzskalen verdeutlicht diese Argumentation (vgl. auch Blundell (1998), S. 371):

¹³ In Erinnerung an die grundlegenden Arbeiten des russischen Ökonomen Konüs zu Beginn des 20. Jhd. wird (76) auch als „Konüs-Index“ oder „Wahrer Index der Lebenshaltung nach Konüs“ bezeichnet, vgl. z. B. Deaton/Muellbauer (1980b), S. 169.

¹⁴ Deaton (1997), S. 246f., erläutert technische Details dieser Berechnung.

$$(77) \quad s(z_r, z_h, p, u) = \frac{C(p, z_h, u)}{C(p, z_r, u)} = \frac{L(p, p_0, z_h, u)}{L(p, p_0, z_r, u)} \cdot \frac{C(p_0, z_h, u)}{C(p_0, z_r, u)}$$

Der erste Term auf der rechten Seite von (77) ist beobachtbar, es handelt sich um das Verhältnis der Lebenshaltungsindizes des Haushalts h und des Referenzhaushalts r beim Wechsel der Preise von p_0 nach p . Damit liegt jeder für p abgeleiteten Äquivalenzskala eine willkürliche Setzung der grundsätzlich unbeobachtbaren Äquivalenzskala in der Basisperiode (mit Preisen p_0) zugrunde. Das Niveau der Äquivalenzskala ist mithin ohne zusätzliche Annahmen nicht determiniert. Wohl aber lässt sich die Änderung einer Skala durch den Vergleich der Verbrauchsdaten zweier Preisregime identifizieren; Blundell und Lewbel (1991) haben diesen Punkt deutlich herausgearbeitet. Gemäß (77) entspricht das Verhältnis der Skalen in den beiden Preisregimen p_0 und p gerade dem Verhältnis der (beobachtbaren) Lebenshaltungsindizes der beiden betrachteten Haushaltstypen:

$$(78) \quad \frac{s(z_r, z_h, p, u)}{s(z_r, z_h, p_0, u)} = \frac{L(p, p_0, z_h, u)}{L(p, p_0, z_r, u)}$$

Diese Darstellung macht besonders deutlich, welche schwerwiegende und unrealistische Implikation mit der Unterstellung preisunabhängiger Skalen (wie z. B. der oben zitierten isoelastischen Skala $s = (N_h/N_r)^\theta$, oder allgemein den (schwachen) Engelskalen gemäß (64)) verbunden ist: Bei preisunabhängigen Skalen gilt $s(z_r, z_h, p, u) = s(z_r, z_h, p_0, u)$ und gemäß (78) müssen die beiden Haushalte h und r dann auch die selben Lebenshaltungsindizes aufweisen. Dies ist eine alternative Formulierung des eingangs dieses Kapitels am Beispiel der isoelastischen Skala illustrierten Umstands, dass die kompensierten Budgetanteile bei dieser Parametrisierung nicht von den Haushaltsmerkmalen abhängen dürfen, vgl. Fußnote 2 auf Seite 117.

IV. Zusammenfassung

Will man Unterschiede im Verbrauchsverhalten von Haushalten unterschiedlicher Zusammensetzung anhand empirischer Untersuchungen nachweisen, so erfordert dies die Aufnahme demographischer Variablen in das betrachtete Nachfragemodell. In diesem Kapitel wurden Ansätze vorgestellt, die eine theoretisch konsistente Berücksichtigung der Haushaltsmerkmale in dem Sinne ermöglichen, dass das resultierende Nachfragesystem weiterhin die Intergrabilitätsbedingungen erfüllt. Die Grenze zwischen den Methoden ist häufig fließend.

Als allgemeinster Ansatz kann die direkte demographische Modellierung der Äquivalenzskalen bzw. der Kostenfunktionen angesehen werden. Anhand dieser Modellierung konnte das fundamentale Identifikationsproblem, das sich bei dem Versuch der empirischen Messung von Äquivalenzskalen anhand von Nachfragedaten ergibt, deutlich herausgearbeitet werden. Da nur eine ordinale Messbarkeit des Nutzens unterstellt werden kann,¹⁵ ist die Nutzenfunktion bis auf monotone Transformationen beschreibbar. Bei gegebener funktionaler Abhängigkeit der Kostenfunktion von den Preisen ändern streng monotone Transformationen des Nutzenarguments in der Kostenfunktion die aus $C(p, u)$ abgeleitete Gestalt der Nachfragefunktionen nicht. Der Beobachtungsäquivalenz alternativer Nutzentransformationen bezüglich der Marktnachfragen steht die Sensitivität der Äquivalenzskalen hinsichtlich alternativer Nutzentransformationen gegenüber: Äquivalenzskalen sind im Allgemeinen abhängig vom betrachteten Nutzenniveau.

Das Problem der Bestimmung einer Äquivalenzskala kann damit auch verstanden werden als das Problem der Bestimmung einer einzigen zulässigen Nutzentransformation. Da diese nicht allein anhand der Auswertung (statischer) Marshall-Nachfragen identifiziert werden kann, sind zusätzliche Daten oder Restriktionen notwendig. Ein möglicher Ansatz besteht darin, das individuelle Nutzenniveau von Haushalten bei gegebenem Konsum bzw. gegebenen Konsummöglichkeiten durch direkte Befragung der Haushalte bzgl. ihrer subjektiven Selbsteinschätzung zu messen. Im Vordergrund steht hier die Frage nach der Bewertung einer zusätzlichen Einheit Einkommens: Die Messung des Grenznutzens des Geldes identifiziert dann die Nutzenfunktion. Als prominente Vertreter dieses Ansatzes werden häufig van Praag und van der Sar (1988) und van Praag (1994) zitiert. Eine andere Möglichkeit der Identifikation besteht in der Modellierung des intertemporalen Aspekts der Nutzenmaximierung. So geben die Marshallischen Nachfragen Information über den Periodennutzen, dessen Skalierung durch die Annahme eines intertemporalen Ausgleichs des Grenznutzens in jeder Periode und die empirische Messung dieses intertemporalen Grenznutzens festgelegt wird, vgl. z. B. Blundell et al. (1994a). Beide Strategien erfordern zusätzliche Informationen und sollen hier nicht weiter diskutiert werden, Details finden sich z. B. in Blundell (1998), S. 373ff.

Neben den Haushaltsbudgetdaten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe liegen zusätzliche Informationen in demographisch hinlänglich gegliederter Form für die Bundesrepublik nicht vor, weshalb die beiden ge-

¹⁵ Selbst diese gegenüber einer kardinalen Messbarkeit schwächere Anforderung ließe sich kritisch diskutieren. Eine entschiedene Gegenposition vertritt z. B. *Hildenbrand* (1994).

nannten Identifikationsstrategien im Rahmen der vorliegenden Arbeit nicht genutzt werden können. Was die Wohlfahrtsanalyse allgemein und die Ableitung von Äquivalenzrelationen im Besonderen betrifft, lässt sich – der Argumentation dieses Kapitels folgend – nur ein Weg beschreiten, nämlich eine a priori Restriktion der untersuchten Präferenzordnungen bzw. der theoretischen Nutzenmodelle.

Unter der Annahme, dass die Äquivalenzskalen nicht mit dem betrachteten Nutzenniveau variieren (vgl. (66)), lassen sich zumindest die Restriktionen überprüfen, die diese Prämisse den resultierenden Nachfragegleichungen und Engelkurven auferlegt. Dabei muss stets beachtet werden, dass die Annahme nutzenunabhängiger Skalen selbst nicht getestet werden kann. Zu jedem Modell nutzenunabhängiger Skalen lassen sich bezüglich der Nachfragedaten beobachtungsäquivalente Modelle mit nutzenabhängigen Skalen finden, das in Abschnitt C.III.2. ausgeführte Beispiel diene zur Illustration dieses Sachverhalts. Selbst wenn die Annahme der Nutzenunabhängigkeit auf Basis der Haushaltsdaten nicht verworfen werden kann, sind die abgeleiteten Skalen zwar plausibel, aber nicht eindeutig determiniert. Im folgenden Kapitel D. wird untersucht, inwieweit die Daten der EVS 1993 mit der Annahme nutzenunabhängiger Skalen vereinbar sind und welche Äquivalenzrelationen sich daraus ableiten lassen. Dabei wird zum einen berücksichtigt, dass die Skalen preisabhängig sind (eine Forderung, die schon aus theoretischen Gründen zwingend erscheint und deren a priori Negierung eine zusätzliche untestbare Restriktion darstellen würde) und dass die betrachteten Engelkurvensysteme in Anbetracht der in Kapitel B. abgeleiteten empirischen Ergebnisse den Rang 3 aufweisen müssen.

Die Alternative zur Modellierung nutzenunabhängiger Skalen ist die Untersuchung des Fixkostenansatzes (61). In dieser Modellvariante wird unterstellt, dass der Haushalt einen bestimmten Teil von Gütern verbraucht, ohne dass deren Verwendung Nutzen stiftet.¹⁶ Die zugehörigen Aufwendungen erscheinen als nutzenunabhängige Komponente in der Kostenfunk-

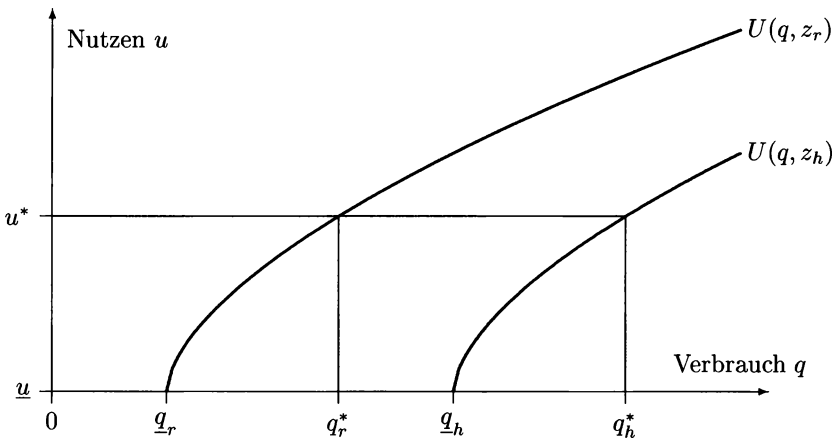
¹⁶ Im Abschnitt C.II. wurde diese Annahme eher als technisch begründeter „Schwund“ im Rahmen der Haushaltsproduktion motiviert, vgl. die Ausführungen zur *Demographischen Verschiebung*. Eine weniger nüchterne Begründung gibt Gorman (1976), S. 220: „Why we should be interested in this particular collection of household technologies is another matter. I suppose we might postulate a selfish father who nevertheless found it socially necessary to buy his wife flowers and his children toys, for instance, each time he bought himself a new golfclub.“ Eine ähnlich plastische Veranschaulichung findet Gorman (1976) S. 221, im Fall der *Demographischen Skalierung*, in der jede Gütermenge bzw. jeder Preis in Abhängigkeit von den Haushaltsmerkmalen neu bewertet wird: „a penny bun costs threepence when you’ve a wife and child.“ (Letzteres

tion der Haushalte. Diese „Basiskosten“ bzw. „Fixkosten“ können für verschiedene Haushaltstypen zueinander ins Verhältnis gesetzt werden und als Äquivalenzrelationen bei einem Mindestverbrauchslevel interpretiert werden. Diese – eher normative denn formale – Begründung der Wohlfahrtsrelationen beschränkt sich in der Literatur nicht nur auf eine nutzenunabhängige additive, sondern erstreckt sich auch auf eine multiplikative Kostenkomponente. Gemeinsam ist diesen Ansätzen, dass sie keine generellen Skalen, sondern lediglich Skalen für eine besonders niedrige Lebenshaltung (z. B. in Form eines soziokulturellen Existenzminimums) zu liefern im Stande sind. Gerade diese Skalen sind jedoch für sozialpolitische Fragestellungen und Entscheidungsalternativen von vorrangiger Bedeutung. In Kapitel E. wird die Fixkostenformulierung im Rahmen der Analyse des Quadratischen Ausgabensystems QES untersucht. Da das QES bereits Verschiebungsparameter enthält, entspricht die Modellierung dieser Parameter als Funktion der Haushaltsmerkmale einer *Demographischen Verschiebung*, der Fall der *Demographischen Skalierung* wird in Kapitel E. ebenfalls untersucht.

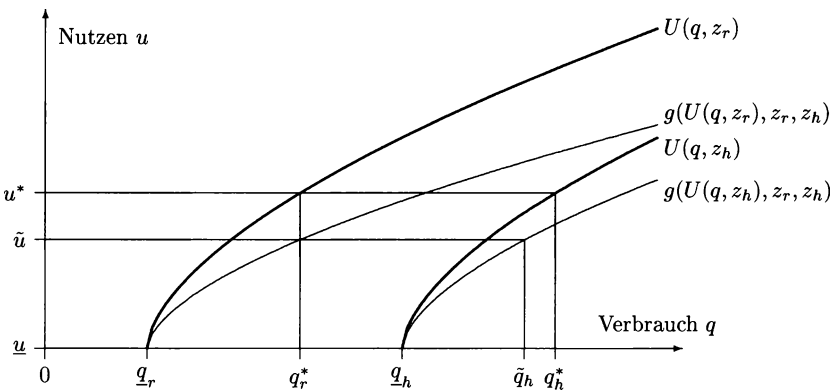
Das Identifikationsproblem bezüglich der Äquivalenzrelationen sowie die in den beiden folgenden Kapiteln untersuchten Strategien zur seiner Überwindung sind abschließend in Abbildung 20 graphisch illustriert. Abbildung 20a) enthält eine Nutzenfunktion für zwei verschiedene Haushalte, charakterisiert durch die demographischen Variablen z_r und z_h . Es wird angenommen, dass ein Mindestnutzenniveau $\underline{u}$ existiert, dessen Erreichen den Verbrauch $\underline{q}_r$ bzw. $\underline{q}_h$ erfordert. q_r^* und q_h^* sind wohlfahrtsäquivalente Verbrauchsmengen bezüglich u^* .

In Abbildung 20b) ist mit $g(U(\cdot), z_r, z_h)$ eine (monotone) Transformation dargestellt, die von den Haushaltsmerkmalen abhängt, deren Maximierung jedoch zu denselben beobachtbaren Nachfragen führt wie $U(\cdot)$. Mit dieser – hinsichtlich der Verbrauchsdaten beobachtungsäquivalenten – Kardinalisierung stiften jedoch nicht mehr die Mengen q_r^* und q_h^* , sondern q_r^* und $\tilde{q}_h$ beiden Haushalten denselben Nutzen. Mithin hat sich die Äquivalenzrelation verschoben, ohne dass dies mit einer Änderung der Haushaltsnachfragen einhergeht. Dies ist eine exemplarische Darstellung der in Abschnitt C.III.1. ausführlich diskutierten Kritik von Pollak und Wales (1979). Die in den folgenden beiden Kapiteln untersuchten Lösungsansätze lassen sich wie folgt beschreiben: Zum einen können die Präferenzen so restringiert werden, dass die resultierenden empirischen Äquivalenzrelationen mit beliebigen Transformationen der Nutzenfunktio-

Zitat ist in der einschlägigen Literatur derart populär, dass das Standardwerk von Deaton/Muellbauer (1980b), S. 449, sogar einen eigenen Eintrag „penny buns“ im Stichwortregister enthält.)



a) Ursprüngliche Kardinalisierung



b) Monotone Transformation mit unveränderten Nachfragen

Abbildung 20: Neoklassische Nutzenfunktion und Äquivalenzskalen

on vereinbar sind (Kapitel D.), zum anderen kann postuliert werden, dass – wie in Abbildung 20 unterstellt – ein Mindestnutzenniveau für alle Haushalte bzw. haushaltsspezifische Mindestverbräuche existieren, die invariant gegenüber monotonen Nutzentransformationen sind (Kapitel E.). Die Bestimmung der Mindestverbräuche erlaubt dann die Berechnung von Äquivalenzrelationen bei minimaler Lebenshaltung.

D. Nutzenunabhängige Äquivalenzskalen und Kurvenbeständigkeit der Budgetanteilsleichungen

Die Argumentation in Kapitel C. hat gezeigt, dass die Schätzung von Äquivalenzskalen aus Haushaltsbudgetdaten nur dann möglich ist, wenn man unterstellt, dass die Skalen nicht mit dem Nutzenniveau der Haushalte variieren. Es wurde auch darauf hingewiesen, dass diese Annahme sich grundsätzlich einer statistischen Überprüfung entzieht. Will man aus diesem Grunde die empirische, ausgabenanalytische Ableitung solcher Skalen a priori verwerfen, so muss dies auch im Wissen um die z. T. gravierenden Mängel alternativer Ansätze zur Bestimmung von Äquivalenzskalen geschehen. Sinnvoller scheint es daher, zunächst die Implikationen der Annahme nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen auf die Modellierung der haushaltstypspezifischen Güternachfragen herauszuarbeiten, um anschließend zu untersuchen, inwieweit dieser Ansatz empirisch zur Schätzung sinnvoller Äquivalenzrelationen imstande ist. Dieses pragmatische Vorgehen bildet den Gegenstand des vorliegenden Kapitels. Zunächst wird, in Anlehnung an die fundamentale Arbeit von Blundell et al. (1998) aufgezeigt, wie nutzenunabhängige Skalen theoretisch konsistent in der Ableitung der Nachfragegleichungen zu berücksichtigen sind. Diesem umfassenden Ansatz werden restriktivere, in der empirischen Wohlfahrtsanalyse weit verbreitete Verfahren, kritisch gegenübergestellt. In Abschnitt D.III. erfolgt die Diskussion eines semiparametrischen und eines parametrischen Ansatzes zur Schätzung von Äquivalenzskalen und zum Test der Implikationen nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen. Die Argumentation verdeutlicht, dass lediglich der parametrische Ansatz zur empirischen Überprüfung des Modells tauglich erscheint. Im Schlussabschnitt dieses Kapitels erfolgt eine ökonometrische Anwendung des parametrischen Ansatzes auf die Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe.

I. Nutzenunabhängige Äquivalenzskalen und resultierende Nachfragegleichungen

Die Ableitung der Marshallschen Nachfragefunktionen bei nutzenunabhängigen Äquivalenzskalen geschieht zweckmäßigerweise mittels Roys

Identität, ausgehend von der indirekten Nutzenfunktion des Haushalts. In Abschnitt C.III. wurde die Implikation nutzenunabhängiger Skalen für die Kostenfunktion dargestellt, vgl. (66) auf S. 123. Bezeichnet man mit z_h die soziodemographischen Haushaltscharakteristika des Haushalts h und belegt die Merkmale des Referenzhaushalts mit der Notation z^r , so kann das Subskript h im Folgenden zur Vereinfachung der Notation unterdrückt werden. Normiert man ferner $s(p, z^r) \equiv 1$, so kann der nutzenunabhängige Faktor in

$$(79) \quad C(u, p, z) = s(p, z) \tilde{C}(u, p)$$

unmittelbar als Äquivalenzskala und $\tilde{C}(u, p) = C(u, p, z^r)$ als Kosten des Referenzhaushalts interpretiert werden. Da ferner die Kostenfunktion homogen vom Grade eins in den Preisen ist, lässt sich (79) umformen zu $C(u, p, z) = C(u, s(p, z)p, z^r)$. Die indirekte Nutzenfunktion ist homogen vom Grade null in Preisen und Einkommen, weshalb eine Inflationierung aller Preise mit $s(p, z)$ gleichbedeutend mit einer Deflationierung des Einkommens mit $s(p, z)$ ist. Daher gilt

$$(80) \quad V(p, \mu, z) = V(p, \frac{\mu}{s(p, z)}, z^r)$$

Der Nutzen des Nichtreferenzhaushalts mit den Merkmalen z und dem Einkommen μ stimmt mit dem Nutzen des Referenzhaushalts überein, wenn dieser nicht das Einkommen μ , sondern das mit dem Skalenwert $s(p, z)$ skalierte Einkommen des Nichtreferenzhaushalts bezieht. $\mu/s(p, z)$ wird daher als Äquivalenzeinkommen bezeichnet. (80) restringiert nicht die Präferenzen allgemein, wohl aber den spezifischen Einfluss, den die Haushaltscharakteristika auf die Präferenzen ausüben. Da mit (80) die funktionale Form, mit der die soziodemographischen Variablen in die indirekte Nutzenfunktion eingehen, festliegt, restringiert (80) auch die funktionale Gestalt der resultierenden Nachfragegleichungen. Dieser Zusammenhang wird explizit, wenn mit Hilfe der Royschen Identität das zugehörige Nachfragesystem abgeleitet wird. Hierzu bietet sich eine alternative Notation für (80) an, nämlich

$$(81) \quad \ln V(\ln p, \ln \mu, z) = \ln V(\ln p, \ln \mu - \ln s(\ln p, z), z^r)$$

Da (81) für alle Werte von p und μ gilt, folgt für die Ableitungen nach den Preisen p_i , $i = 1, \dots, n$ und dem Einkommen μ

$$(82) \quad \frac{\partial \ln V(\ln p, \ln \mu, z)}{\partial \ln p_i} = \frac{\partial \ln V(\ln p, \ln \mu - \ln s(\ln p, z), z^r)}{\partial \ln p_i} + \frac{\partial \ln V(\ln p, \ln \mu - \ln s(\ln p, z), z^r)}{\partial [\ln \mu - \ln s(\ln p, z)]} \cdot \frac{\partial [\ln \mu - \ln s(\ln p, z)]}{\partial \ln p_i}$$

und

$$(83) \quad \frac{\partial \ln V(\ln p, \ln \mu, z)}{\partial \ln \mu} = \frac{\partial \ln V(\ln p, \ln \mu - \ln s(\ln p, z), z^r)}{\partial [\ln \mu - \ln s(\ln p, z)]} \cdot \underbrace{\frac{\partial \ln \mu - \ln s(\ln p, z)}{\partial \ln \mu}}_{=1}$$

Dividiert man (82) durch (83), so erhält man (unter Beachtung von $\partial [\ln \mu - \ln s(\ln p, z)] / \partial \ln p_i = -\partial \ln s(\ln p, z) / \partial \ln p_i$):

$$(84) \quad -\frac{\partial \ln V(\ln p, \ln \mu, z) / \partial \ln p_i}{\partial \ln V(\ln p, \ln \mu, z) / \partial \ln \mu} = -\frac{\partial \ln V(\ln p, \ln \mu - \ln s(\ln p, z), z^r) / \partial \ln p_i}{\frac{\partial \ln V(\ln p, \ln \mu - \ln s(\ln p, z), z^r)}{\partial [\ln \mu - \ln s(\ln p, z)]}} + \frac{\partial \ln s(\ln p, z)}{\partial \ln p_i}$$

Die ersten beiden Quotienten in (84) stellen gemäß Roys Identität (vgl. (A.7), S. 212) Budgetanteile dar. Bezeichnet man mit w_i den Budgetanteil eines beliebigen Haushalts mit den Charakteristika z und mit w_i^r den entsprechenden Budgetanteil für den Referenzhaushalt (mit den Merkmalen z^r), so gilt

$$(85) \quad -\frac{\partial \ln V(\ln p, \ln \mu, z) / \partial \ln p_i}{\partial \ln V(\ln p, \ln \mu, z) / \partial \ln \mu} = w_i(\ln p, \ln \mu, z)$$

und

$$(86) \quad -\frac{\frac{\partial \ln V(\ln p, \ln \mu - \ln s(\ln p, z), z^r) / \partial \ln p_i}{\frac{\partial \ln V(\ln p, \ln \mu - \ln s(\ln p, z), z^r)}{\partial [\ln \mu - \ln s(\ln p, z)]}}}{\partial \ln V(\ln p, \ln \mu, z) / \partial \ln \mu} = w_i^R(\ln p, \ln \mu - \ln s(\ln p, z), z^r)$$

Die Annahme nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen legt den Budgetanteilen verschiedener Haushalte bezüglich der gleichen Gütergruppe damit

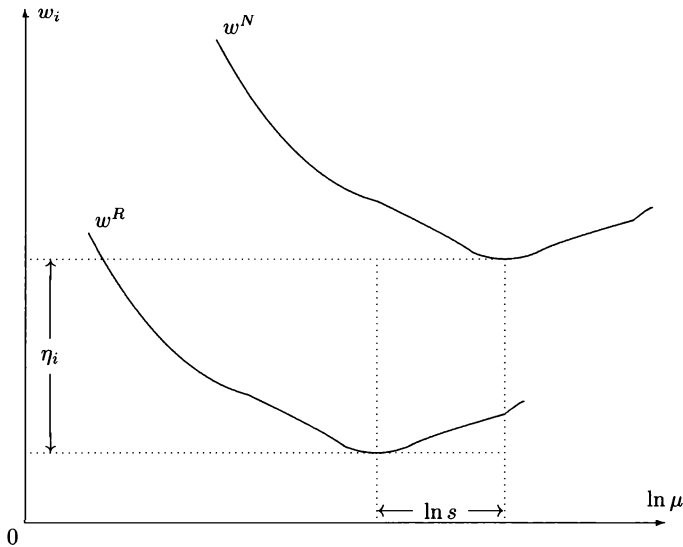


Abbildung 21: Nutzenunabhängige Äquivalenzskalen und Kurvenbeständigkeit

strenge Restriktionen auf: Unter Beachtung von Roys Identität bzw. (85) und (86) ergibt sich (84) zu

$$(87) \quad w_i(\ln p, \ln \mu, z) = w_i^R(\ln p, \ln \mu - \ln s(\ln p, z), z^r) + \eta_i(z, \ln p).$$

Der Ausdruck

$$(88) \quad \eta_i(z, \ln p) = \frac{\partial \ln s(\ln p, z)}{\partial \ln p_i} = \frac{\partial s(\ln p, z)}{\partial p_i} \cdot \frac{p_i}{s(\ln p, z)}$$

in (84) kann als Preiselastizität der Äquivalenzskala interpretiert werden. Wenn Haushalte unterschiedlicher demographischer Zusammensetzung auch eine unterschiedliche Aufteilung des optimalen Güterbündels auf die einzelnen Gütergruppen präferieren, werden diese Haushalte durch eine Änderung der Preise bzw. der Preisrelationen unterschiedlich stark getroffen. Unterschiedliche Wohlfahrtseffekte bei einer Änderung des Preisregimes bewirken dann notwendigerweise auch eine Änderung der Äquivalenzrelationen. Die Elastizität η_i modelliert gerade diesen Effekt. Sie kann sowohl über die Haushaltstypen als auch über die Gütergruppen variieren.

Gleichung (87) macht deutlich, dass sich unter der Annahme nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen die beiden Engelkurven des Referenz- und des Nicht-Referenzhaushalts in einem $(w_i \times \ln \mu)$ -Diagramm allein durch eine horizontale und eine vertikale Verschiebung ineinander überführen lassen müssen. Das Ausmaß der horizontalen Verschiebung entspricht dabei gerade der logarithmierten Äquivalenzskala $\ln s(\ln p, z)$, während die vertikale Verschiebung die Preiselastizität der Äquivalenzskala, η_i , widerspiegelt. Pendakur (1999) bezeichnet diese Eigenschaft als „shape invariance“. Dieser Ausdruck wird im Folgenden mit „Kurvenbeständigkeit“ übersetzt: Die grundlegende Gestalt der Engelkurve ist durch die indirekte Nutzenfunktion $V(\ln p, \cdot)$ festgelegt. Diese Kurvenform ist beständig über alle Haushaltstypen, lediglich Verschiebungen in μ - und w_i -Richtung sind zulässig beim Übergang von einem Haushaltstyp zum nächsten.¹ Graphisch ist dieser Sachverhalt in Abbildung 21 skizziert. Damit wird deutlich, dass die Annahme nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen in einer empirischen Überprüfung verhältnismäßig einfach zu bewerkstelligen ist, sofern statistische Verfahren zur Überprüfung der Kurvenbeständigkeit verfügbar sind. Bevor solche Ansätze in Abschnitt D.III. dargestellt werden, wird im Folgenden skizziert, welche (populären) Ansätze zur Modellierung des Einflusses demographischer Variablen als Restriktionen des Modells (87) interpretiert werden können.

II. Kurvenbeständigkeit und Verschiebungen der Engelkurven

Die nachfragetheoretisch konsistente Modellierung nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen impliziert, dass die resultierenden Budgetanteilsleichungen die oben beschriebene Eigenschaft der Kurvenbeständigkeit aufweisen. Damit erscheinen Modelle, die lediglich eine vertikale *oder* eine horizontale Verschiebung der Engelkurven in der $(w_i \times \ln \mu)$ -Ebene beim Übergang von einem Haushaltstyp zu einem anderen zulassen, unnötig restriktiv und zur Ableitung wohlfahrtsrelevanter Ergebnisse im allgemeinen sowie von Äquivalenzskalen im speziellen unbrauchbar sind. Da solche Modelle infolge ihrer häufig langen Tradition dennoch weit verbreitet sind und sich auch in empirischen Wohlfahrtsanalysen großer Beliebtheit erfreuen, soll

¹ Der Begriff „shape invariance“ wird in der angelsächsischen Literatur häufig weiter gefasst als im hier vorliegenden Kontext. *Pinske/Robinson* (1995), S. 172, lassen unter dem Begriff ‘shape invariant modelling’ auch nichtlineare Achsentransformationen zu. Allgemein betrachten sie unter diesem Schlagwort „two transformations (one for the argument and one for the function value), up to a finite number of parameters, which transform one regression function into the other.“ (*Pinske/Robinson* (1995), S. 172).

in den folgenden Abschnitten kurz verdeutlicht werden, welche Annahmen diesen implizit zugrunde liegen und welche spezifischen Restriktionen daraus resultieren. Dabei wird unterschieden zwischen Ansätzen, die lediglich eine vertikale oder eine horizontale Verschiebung der Budgetanteilskurven zulassen und dem log-linearen Modell, bei dem beide Verschiebungen beobachtungsäquivalent und damit nicht identifizierbar sind.

1. Vertikale Verschiebungen: Das PLM

In Abschnitt A.IV.4. wurde das Teilweise Lineare Modell (partial linear model, PLM) vorgestellt, das die Nachfrage nach Gut i (w_{ih}) in eine beliebige nichtlineare Funktion des Einkommens ($m(\ln \mu_h)$) und einen linear von den soziodemographischen Variablen z_h abhängigen Teil aufspaltet:

$$(89) \quad w_{ih} = m_i(\mu_h) + z_h \gamma_i$$

Dabei ist γ_i ein Parametervektor, dessen Dimension zu der des Vektors z_h passt (vgl. (22)). Da im Folgenden allein die theoretischen, deterministischen Implikationen des PLM für die Budgetanteile verschiedener Gütergruppen dargestellt werden, wird von einem Störterm in (89) abstrahiert. Das PLM lässt gemäß (89) lediglich eine vertikale Verschiebung der Engelkurven beim Übergang von einem Haushaltstyp zum nächsten zu. Wegen $w_{ih} = \partial \ln C(z_h, U, p) / \partial \ln p_i$ kann (89) nur als „reduzierte Form“ verstanden werden, die lediglich in einem Preisregime gilt. Berücksichtigt man dagegen die Preisabhängigkeit explizit, so stellt

$$(90) \quad w_i = b_i(z, p) + g_i(\ln \mu, p)$$

ein Modell dar, in dem das PLM genestet ist (der Haushaltsindex h wird zugunsten einer übersichtlicheren Notation wiederum unterdrückt). Blundell et al. (1998), S. 445f., weisen nach, dass die PLM-Formulierung bzw. (90) unrealistische Restriktionen implizieren. Das Fehlen eines Interaktionsterms zwischen Einkommen (bzw. Kosten) und demographischen Variablen führt nämlich dazu, dass bei Gültigkeit von (90) das Vorliegen log-linearer Budgetanteilskurven für einen Haushaltstyp die gleiche (log-lineare) Kurvenform für *alle* Gütergruppen impliziert. Grund dafür ist einmal mehr die Slutsky-Symmetrie: Für (90) gilt

$$(91) \quad \begin{aligned} \frac{\partial^2 \ln C(z, U, p)}{\partial \ln p_i \partial \ln p_j} &= \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} \\ &= \frac{\partial b_i(z, p)}{\partial \ln p_j} + \frac{\partial g_i(\ln \mu, p)}{\partial \ln p_j} + \frac{\partial g_i(\ln \mu, p)}{\partial \ln C(z, U, p)} \cdot w_j \end{aligned}$$

Aus $\partial^2 \ln C(z, U, p) / (\partial \ln p_i \partial \ln p_j) = \partial^2 \ln C(z, U, p) / (\partial \ln p_j \partial \ln p_i)$ und $\partial w_i / \partial \ln p_j = \partial w_j / \partial \ln p_i$ erhält man deshalb (unter Berücksichtigung von $\ln C = \ln \mu$):

$$(92) \quad \begin{aligned} & \frac{\partial b_i(z, p)}{\partial \ln p_j} + \frac{\partial g_i(\ln \mu, p)}{\partial \ln p_j} + \frac{\partial g_i(\ln \mu, p)}{\partial \ln \mu} \cdot w_j \\ &= \frac{\partial b_j(z, p)}{\partial \ln p_i} + \frac{\partial g_j(\ln \mu, p)}{\partial \ln p_i} + \frac{\partial g_j(\ln \mu, p)}{\partial \ln \mu} \cdot w_i \end{aligned}$$

Diese Beziehung muss für alle Ausprägungen der demographischen Variablen Gültigkeit haben; dies zieht

$$(93) \quad \frac{\partial^2 b_i(z, p)}{\partial \ln p_j \partial z} + \frac{\partial g_i(\ln \mu, p)}{\partial \ln \mu} \cdot \frac{\partial w_j}{\partial z} = \frac{\partial^2 b_j(z, p)}{\partial \ln p_i \partial z} + \frac{\partial g_j(\ln \mu, p)}{\partial \ln \mu} \cdot \frac{\partial w_i}{\partial z}$$

nach sich. (93) muss für alle Einkommens- bzw. Kostenniveaus erfüllt sein, mithin

$$(94) \quad \frac{\partial^2 g_i(\ln \mu, p)}{\partial (\ln \mu)^2} \cdot \frac{\partial w_j}{\partial z} = \frac{\partial^2 g_j(\ln \mu, p)}{\partial (\ln \mu)^2} \cdot \frac{\partial w_i}{\partial z}$$

bzw.

$$(95) \quad \frac{\partial^2 g_i(\ln \mu, p)}{\partial (\ln \mu)^2} = \frac{\partial^2 g_j(\ln \mu, p)}{\partial (\ln \mu)^2} \cdot \frac{\partial w_i / \partial z}{\partial w_j / \partial z},$$

vorausgesetzt der Budgetanteil w_j variiert (*ceteris paribus*) über die Haushaltstypen, d. h. $\partial w_j / \partial z \neq 0$. Variieren also die Engelkurven über die Haushaltstypen und weist die Nachfrage nach einem einzelnen Gut i keinen quadratischen Einkommenseinfluss auf ($\partial^2 g_i(\ln \mu, p) / \partial (\ln \mu)^2 = 0$), so dürfen gemäß (95) auch alle übrigen Güter $j \neq 1$ nicht quadratisch vom Einkommen abhängen. Ferner gilt diese Beziehung (94) nicht nur für die zweiten Ableitungen nach dem Einkommen. Die Gültigkeit von (93) für alle Einkommensniveaus impliziert allgemein

$$(96) \quad \frac{\partial^s g_i(\ln \mu, p)}{\partial (\ln \mu)^s} = \frac{\partial^s g_j(\ln \mu, p)}{\partial (\ln \mu)^s} \cdot \frac{\partial w_i / \partial z}{\partial w_j / \partial z},$$

für beliebiges $s > 1$. Dies ist gleichbedeutend mit der Aussage, dass bei Gültigkeit des PLM und der Slutsky-Symmetrie die Annahme log-linearer Budgetanteilskurven für eine Gütergruppe automatisch alle übrigen Engelkurven ebenfalls auf diese Kurvenform festlegt.

Damit ist das PLM für eine konsistente Modellierung der deutschen Nachfragedaten nicht geeignet: Die empirische Analyse in Kapitel B.II.

offenbarte ja ein Nebeneinander von log-linearen Engelkurven z. B. für „Nahrung“ und (häufig) „Kleidung“ sowie deutlich nicht-(log-)linearen Budgetanteilskurven für die übrigen Gütergruppen. Die Ableitung von Ergebnissen im Hinblick auf Äquivalenzskalen mittels des PLM ist damit ebenfalls unmöglich. Hierauf wird im nächsten Abschnitt bei der Diskussion log-linearer Budgetanteilskurven ausführlich eingegangen. Der tiefere Grund dafür liegt darin, dass im PLM eine Variation der Einkommensabhängigkeit der Nachfrage mit den Haushaltscharakteristika nicht zugelassen wird. Wegen $\partial b_i(z, p)/\partial \ln \mu = 0$ verschwanden die jeweils ersten Summanden auf der rechten und linken Seite von (93) beim Übergang zu (94), was in der Proportionalität der Einkommensreaktionen in (95) bzw. (96) mündete. Ihren Ursprung hat die Restriktion $\partial b_i(z, p)/\partial \ln \mu = 0$ in der additiven Struktur des PLM, die sich graphisch wiederum als eine Verschiebung haushaltsspezifischer Engelkurven nur in vertikaler Richtung manifestierte.

2. Horizontale und vertikale Verschiebung beobachtungsäquivalent: PIGLOG-Präferenzen

Im parametrischen Fall wird deutlich, dass sich im AID-System nutzenunabhängige Äquivalenzskalen empirisch nicht ermitteln lassen: Zwar ließe sich die Hypothese der „Kurvenbeständigkeit“ auch in diesem Modellrahmen überprüfen, indem auf identische Steigungsparameter der Budgetanteilsungleichungen unterschiedlicher Haushaltstypen für dieselbe Gütergruppe getestet wird. Da die Engelkurven dieses Systems aber Geraden im $(w_i \times \ln \mu)$ -Diagramm darstellen, ist eine vertikale nicht von einer horizontalen Verschiebung der Engelkurve zu unterscheiden, die (logarithmierte) Äquivalenzskala und die Preiselastizität der Skala sind mithin nicht identifizierbar. Dieser Sachverhalt ist in Abbildung 22 skizziert. Formal gilt für den Zusammenhang zwischen der vertikalen Differenz Δ_v und der horizontalen Differenz Δ_h zweier Geraden mit identischem Steigungsparameter b_i : $\Delta_v = -b_i \Delta_h$. Für die Engelkurven $w_i = a_i + b_i \ln \mu$ (Referenzhaushalt) und $w_i = a_i + b_i (\ln \mu - \ln s) + \eta_i$ (Nichtreferenzhaushalt) ergeben sich die Differenzen $\Delta_v = b_i s - \eta_i$ und $\Delta_h = s - \eta_i / b_i$, so dass beliebig viele Kombinationen von $\ln s$ und η mit einer beobachteten Differenz $\Delta_v = -b_i \Delta_h$ vereinbar sind. Umgekehrt würde $b_i s = \eta_i$ bedeuten, dass selbst bei $s \neq 0$ kein Unterschied in den beiden Engelkurven festzustellen ist.

Die Ableitung von Äquivalenzskalen ist damit im Fall log-linearer Engelkurven nur unter zusätzlichen Restriktionen möglich. Diese Restriktionen entziehen sich jedoch grundsätzlich einer empirischen Überprüfung. So führt beispielsweise die Annahme preisunabhängiger Äquivalenzskalen, d. h. einer Preiselastizität von $\eta_i = 0$, zu einer Identifikation der Äqui-

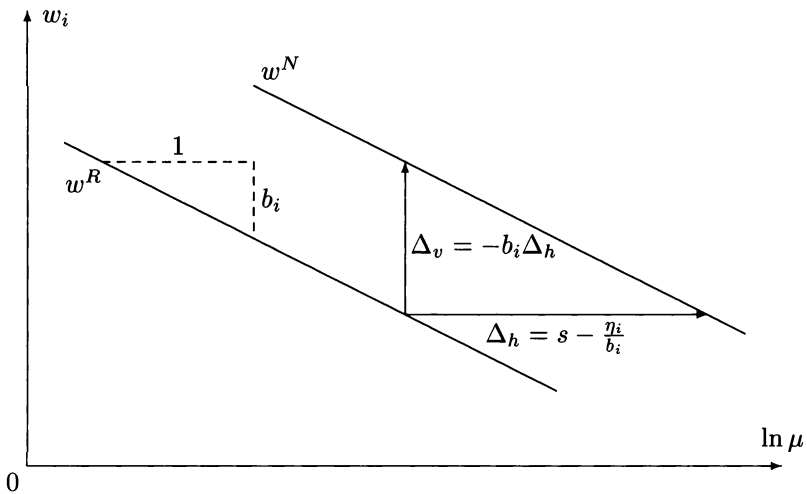


Abbildung 22: Schematische Darstellung des Identifikationsproblems für nutzenunabhängige Äquivalenzskalen bei log-linearen Engelkurven

valenzskala. In diesem Fall bewirkt der demographische Einfluss lediglich eine horizontale Verschiebung der Engelgerade und das resultierende Wohlfahrtskriterium entspricht formal dem Engel-Kriterium: „Gleiche Wohlfahrt bei gleichem Budgetanteil“. Inhaltlich bestehen jedoch fundamentale Unterschiede: Während das Engelkriterium sich auf die empirische Regelmäßigkeit des „Engelschen Gesetzes“ und damit explizit allein auf die Gütergruppe „Nahrungsmittel“ bezieht, ergibt sich die Wohlfahrtsäquivalenz bei identischen Budgetanteilen unter der Annahme nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen nur in Verbindung mit streng monoton steigenden oder streng monoton fallenden Budgetanteilskurven unter der zusätzlichen (empirisch nicht überprüfbaren) Annahme preisunabhängiger Äquivalenzskalen. Sie bezieht sich dann aber grundsätzlich auf alle Gütergruppen und nimmt keinerlei Bezug auf ähnliche Wirkungsweisen von Einkommensänderungen und Unterschieden in der demographischen Haushaltszusammensetzung.

Die Ableitung von Äquivalenzskalen im AID-System bzw. bei log-linearen Budgetanteilsungleichungen aus Querschnittsdaten ist daher als fragwürdig anzusehen. Dennoch wird selbst in neueren empirischen Studien (ein prominentes Beispiel ist die häufig zitierte Arbeit von Murthi (1994)) mit dem Konzept nutzenunabhängiger Skalen argumentiert und es werden empirische Skalen aus log-linearen Budgetanteils-Engelkurven berechnet, ohne dass auf die Willkür der Festlegung von $\eta_i = 0$ eingegangen wird.

3. Horizontale Verschiebung: Engelskalierung

Während bei log-linearen Engelkurven das Identifikationsproblem der Äquivalenzskala offensichtlich ist, impliziert die Ableitung nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen auch bei nicht-(log-)linearen Budgetanteilskurven spezifische Annahmen bzgl. der Preisabhängigkeit der Äquivalenzskalen. Ein häufig verwendetes Verfahren ist die in Abschnitt C.III. formalisierte Engelskalierung. Haushaltsmerkmale wirken hier lediglich über eine preisunabhängige Äquivalenzskala $s(z_h)$ (diese entspricht $m(z)$ in (63) auf S. 122, wenn $s(z^r) \equiv 1$ unterstellt wird), die das Haushaltseinkommen μ_h analog zu einem Preisindex skaliert, vgl. die Umformung von (79) zu (80). Bezeichnet man das skalierte Einkommen mit $\tilde{\mu}_h = \mu_h/s_h$, so führt eine Maximierung der indirekten Nutzenfunktion $V(\tilde{\mu}_h, p)$ zu den gleichen Nachfragefunktionen wie die Maximierung von $V(\mu_h, p)$, in denen lediglich das Haushaltseinkommen μ_h durch den skalierten Wert $\tilde{\mu}_h$ ersetzt wird. Aufgrund der Annahme $\partial s/\partial p_i = 0$ für alle $i = 1, \dots, n$ hat die Engelskalierung keinen weitergehenden Einfluss auf die Güternachfragen. Anstelle einer expliziten Änderung der (indirekten) Nutzenfunktion können daher beim Engelskalierungsverfahren unmittelbar die Nachfragefunktionen des Systems modifiziert werden, indem das Argument μ durch $\tilde{\mu} = \mu/s$ bzw. $\ln \mu$ durch $\ln \mu - \ln s$ ersetzt wird. Dies entspricht offensichtlich einer Verschiebung der Nachfragegleichung des Referenzhaushalts um $\ln s$ in $\ln \mu$ -Richtung bzw. einer lediglich horizontalen Verschiebung der Engelkurven im $(w_i \times \ln \mu)$ -Diagramm. Für log-lineare Budgetanteilskurven (PIGLOG-Präferenzen) ist dies der im vorangegangenen Abschnitt beschriebene Fall mit $\eta_i = 0$. Bei log-quadratischen Budgetanteilskurven erhält man für die Budgetanteile w_i^R des Referenzhaushalts und w_i^N des Nichtreferenzhaushalts die Beziehung

$$\begin{aligned} w_i^R &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln \mu + \alpha_2 (\ln \mu)^2 \\ w_i^N &= \alpha_0 + \alpha_1 (\ln \mu - \ln s) + \alpha_2 (\ln \mu - \ln s)^2 \end{aligned}$$

Diese Spezifikation wird u. a. in der bereits zitierten Arbeit von Murthi (1994) und, für neuseeländische Haushaltsbudgetdaten, von Michelini (2000) zur Ableitung von Äquivalenzskalen verwendet.² Sie schließt a priori eine Preisreaktion der Skalen aus, was gemäß der Argumentation in Abschnitt C.III.3. eine äußerst unrealistische Restriktion ist und die daraus

² Michelini (2000), S. 132, behauptet zwar, die Preisskalierung von Ray (1983) zu verwenden, die der allgemeinen nutzenunabhängigen Skalierung entspricht (vgl. Fußnote 7 auf Seite 123 und die dort zitierten Quellen), de facto betrachtet er jedoch die Engelskalierung, vgl. insbesondere Gleichung (2.13) an der zitierten Stelle.

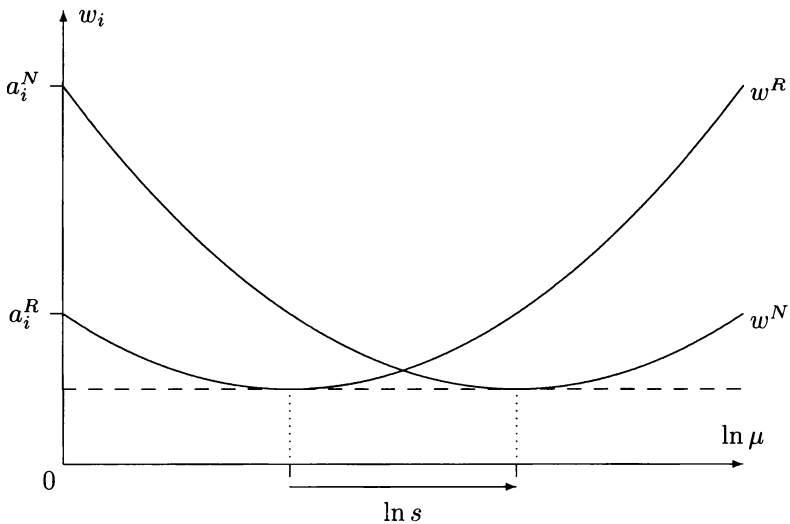


Abbildung 23: Engelskalierung bei log-quadratischen Engelkurven

abgeleiteten Ergebnisse grundsätzlich in Frage stellt. In Abbildung 23 ist der Ansatz graphisch dargestellt. Da eine Vertikalverschiebung der Engelkurven für beide Haushalte nicht zugelassen wird, besteht eine direkte Beziehung zwischen der (logarithmierten) Äquivalenzskala $\ln s$ und der Differenz der Ordinatenabschnitte $a_i^N - a_i^R$. In Abschnitt D.III.2. wird diese Restriktion formal hergeleitet. Murthi (1994), S. 168f., testet diese Restriktion und interpretiert das Testverfahren als Überprüfung der Hypothese nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen. Faktisch handelt es sich jedoch um einen Test dieses Skalentyps in Verbindung mit der Annahme, dass die Skalen preisunabhängig sind.

III. Ansätze zur Überprüfung der Kurvenbeständigkeit

1. Das EPLM und die semiparametrische Analyse

Die aus dem Nutzenkalkül abgeleitete Eigenschaft der Kurvenbeständigkeit ist nicht an spezifische Funktionsformen der Engelkurven (des Referenzhaushalts) gebunden. Insbesondere impliziert sie keine spezifische parametrische Kurvenform. Vielmehr ist die Kurvenbeständigkeit im Rahmen eines semiparametrischen Ansatzes modellierbar. Zur Vereinfachung der Notation wird der Gütergruppenindex i im Folgenden unterdrückt. In der nichtparametrischen Budgetanteilsleichung $w_h = m(\ln \mu_h) + \epsilon_h$ las-

sen sich demographische Merkmale z im Rahmen des semiparametrischen, Teilweise Linearen Modells PLM

$$(97) \quad w_h = z_h \beta + m(\ln \mu_h) + \epsilon_h$$

integrieren. Hierbei kann z_h einen (Zeilen-)Vektor darstellen, β ist dann ein passend dimensionierter Spaltenvektor, vgl. die Ausführungen in Abschnitt A.IV.4. Die Argumentation bezüglich der theoretisch konsistenten und empirisch relevanten Einbindung haushaltstypischer Merkmale lässt das PLM jedoch für die Engelkurvenschätzung ungeeignet erscheinen: Unterschiedliche Ausprägungen von z_h führen in (97) lediglich zu einer vertikalen Verschiebung der Engelkurve, eine horizontale Variation beim Übergang zu einem anderen Haushaltstyp ist jedoch nicht zulässig. Eine Modifikation des PLM, die mit den nutzentheoretischen Ergebnissen bzw. der Eigenschaft der Kurvenbeständigkeit offensichtlich vereinbar ist, lautet

$$(98) \quad w_h = z_h \beta + m(\ln \mu_h - \ln s(z_h)) + \epsilon_h$$

Blundell et al. (1998) bezeichnen diesen Ansatz als erweitertes teilweise lineares Modell (extended partial linear model, EPLM). Gleichzeitig übertragen sie das in Härdle und Marron (1990) und Pinske und Robinson (1995) entwickelte ökonometrische Instrumentarium auf einen Test zur Überprüfung der Kurvenbeständigkeit. Dazu werden zwei Haushaltstypen betrachtet. $\mathcal{R}$ bezeichnet die Menge der Referenzhaushalte und $\mathcal{N}$ die Gruppe der Nichtreferenzhaushalte, die Umfänge dieser Mengen sind $n_{\mathcal{R}}$ und $n_{\mathcal{N}}$. Die demographische Variable kann dann als dichotome Größe $z = \{0, 1\}$ eingeführt werden, wobei $z_h = 0$ für $h \in \mathcal{R}$ und $z_h = 1$ für $h \in \mathcal{N}$ gilt. b bezeichnet die Bandweite der nichtparametrischen Schätzer. Mit $\tilde{K} = 1/bK(\cdot/b)$ lauten die Kerndichte-Schätzer in beiden Gruppen

$$(99) \quad \hat{f}^Z(\ln \mu) = \frac{1}{n_Z} \sum_{h \in Z} \tilde{K}(\ln \mu - \ln \mu_h)$$

Entsprechend bezeichnet

$$(100) \quad \hat{m}^Z(\ln \mu) = \frac{\sum_{h \in Z} \tilde{K}(\ln \mu - \ln \mu_h) w_h}{\sum_{h \in Z} \tilde{K}(\ln \mu - \ln \mu_h)}$$

die Nadaraya-Watson-Kernschätzer für $m(\ln \mu)$ bei den Referenz- und den Nichtreferenzhaushalten. Die Eigenschaft nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen erlegen dem EPLM folgende Restriktion auf:

$$(101) \quad \hat{m}^{\mathcal{R}}(\ln \mu) = \beta + \hat{m}^{\mathcal{N}}(\ln \mu - \alpha) \quad \text{mit} \quad \alpha = \ln s_{R,N}$$

bzw.

$$(102) \quad \hat{m}^{\mathcal{R}}(\ln \mu) - \hat{m}^{\mathcal{N}}(\ln \mu - \alpha) - \beta = 0$$

Pinske und Robinson (1995) leiten einen asymptotisch normalverteilten Schätzer für (α, β) her, der aus der Minimierung der quadratischen Verlustfunktion

$$(103) \quad L(\alpha, \beta) = \int_{\ln \underline{\mu}}^{\ln \bar{\mu}} \left[\hat{f}^{\mathcal{R}}(\ln \mu) \hat{f}^{\mathcal{N}}(\ln \mu - \alpha) ((\hat{m}^{\mathcal{R}}(\ln \mu) - \hat{m}^{\mathcal{N}}(\ln \mu - \alpha) - \beta))^2 \Theta d \ln \mu \right]$$

resultiert, Θ bezeichnet eine Gewichtsfunktion (Pinske und Robinson (1995), S. 175). Graphisch ist das Verfahren in Abbildung 24 skizziert. Die Preiselastizität der Skala η entspricht dem Parameter β , die logarithmierte Äquivalenzskala ist α . Abstrahiert man von den Gewichtungen in (103), so entspricht die Minimierung von $L(\alpha, \beta)$ bezüglich α und β dem Minimieren der punktierten Fläche in Abbildung 24. $\ln \underline{\mu}$ und $\ln \bar{\mu}$ bezeichnet die Unter- und die Obergrenze des gemeinsamen Definitionsbereichs von $\hat{m}^{\mathcal{R}}$ und $\hat{m}^{\mathcal{N}}$.

Blundell et al. (1998) untersuchen mit diesem Verfahren demographische Einflüsse auf die Nachfrage zweier ausgewählter Haushaltstypen (Ehepaare mit einem Kind und Ehepaare mit zwei Kindern) für verschiedene Gütergruppen anhand der Daten des (britischen) Family-Expenditure-Surveys FES der Jahre 1980-1982. Aufbauend auf der Verlustfunktion (103) konstruiert Pendakur (1999) einen semiparametrischen Test auf Kurvenbeständigkeit und wendet diesen ebenfalls auf die FES Daten an, betrachtet jedoch mehr Haushaltsgruppen, da im Vordergrund seiner Analyse die Berechnung und Interpretation von Äquivalenzskalen steht.

Diese empirischen Untersuchungen machen deutlich, dass das beschriebene Schätz- und Testverfahren erhebliche Schwächen besitzt. Die in Blundell et al. (1998), S. 449, Fußnote 9, angesprochenen Schwierigkeiten bei der empirischen Anwendung des Modells lassen sich auch graphisch mit Blick auf Abbildung 24 veranschaulichen. So bewirkt die Wahl eines dem Betrage nach hohen Parameters α , dass das Produkt der (geschätzten) Dichten, $\hat{f}^{\mathcal{R}}(\ln \mu) \hat{f}^{\mathcal{N}}(\ln \mu - \alpha)$, beliebig klein gemacht werden kann: Je weiter die Engelkurve des Nichtreferenzhaushalts horizontal verschoben

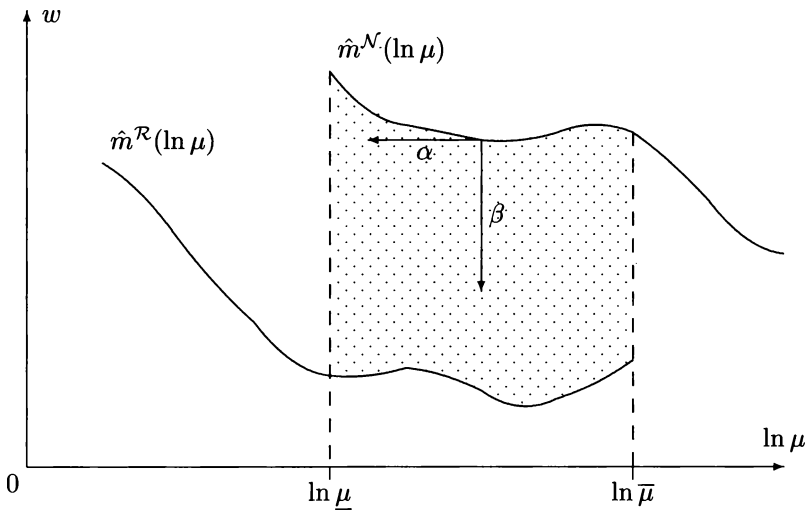


Abbildung 24: Schematische Darstellung zur Ableitung der semiparametrischen Teststatistik auf Kurvenbeständigkeit

wird, desto eher gelangt man in nur sehr spärlich besetzte Einkommensbereiche. Je höher α bzw. $\ln s$ gewählt wird, (bzw. je weiter die Engelkurve des Nichtreferenzhaushalts in Richtung hoher Einkommen verschoben wird), desto enger rücken die Integrationsgrenzen $\ln \underline{\mu}$ und $\ln \bar{\mu}$ zusammen; auch in diesem Fall lässt sich die Verlustfunktion beliebig weit in Richtung null verringern. Beide beschriebenen Effekte bewirken, dass in der Praxis eine freie Schätzung von α nicht möglich ist. Blundell et al. (1998) propagieren daher eine Suchprozedur über ein Gitter von „plausiblen“³ α -Werten, um so ein lokales Minimum von $L(\alpha, \beta)$ zu finden. Dieses eingeschränkte Verfahren erscheint konzeptionell insofern enttäuschend, da gerade α als logarithmierte Äquivalenzskala inhaltlich den zentralen Parameter des Modells darstellt, während die Preiselastizität der Skala, η , in Form des Parameters β frei geschätzt wird.

Die graphische Darstellung macht auch deutlich, dass die Eigenschaft der Kurvenbeständigkeit nur akzeptiert werden kann, wenn für beide Haushalte der gleiche „Ausschnitt“ der Engelkurve $m(\ln \mu)$ für beide Haushaltstypen beobachtet wird. Das bedeutet, dass im Idealfall beide Kurven durch geeignete Verschiebung zur Deckung gebracht werden können. Im para-

³ Konkret sprechen Blundell et al. (1998), S. 449, Fußnote 9, von einer „grid-search over a reasonable range for θ “, wobei θ dem Parameter α in (103) entspricht.

metrischen Fall ist die Situation grundlegend anders: Kurvenbeständigkeit manifestiert sich hier in der Funktionsform, der Beobachtungsbereich der Daten ist dabei zweitrangig. Ein extremes Beispiel mag diesen Sachverhalt verdeutlichen: Angenommen, im log-quadratischen Budgetanteilsmodell lassen sich die Engelkurven des Referenz- und des Nichtreferenzhaushalts durch Verschiebung ineinander überführen. Dann lässt sich diese Kurvenbeständigkeit nachweisen bzw. im Rahmen der Schätzung überprüfen, selbst wenn für den einen Haushaltstyp nur Beobachtungen im Bereich des steigenden Parabelasts, für den anderen Haushaltstyp dagegen nur Beobachtungen um den fallenden Parabelast vorliegen. Aus der völlig unterschiedlichen Gestalt der geschätzten Engelkurven folgt damit nicht zwangsläufig eine (fälschliche) Ablehnung der Hypothese nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen bzw. der Kurvenbeständigkeit. Im nichtparametrischen Fall ist jedoch ein Rückschluss auf die Kurvenform außerhalb des jeweils beobachteten Einkommensbereichs kaum möglich, und eine bestehende Kurvenbeständigkeit bleibt aufgrund eines zu geringen „Überlappungsbereichs“ möglicherweise unberücksichtigt.

Als letzter Kritikpunkt bleibt anzumerken, dass sich es sich bei der Schätzung der Verschiebungsparameter um ein explizit zweidimensionales Problem handelt. Im Engelkurvenkontext bedeutet dies, dass mithilfe des EPLM lediglich jeweils eine Äquivalenzskala ($s_{R,N}$ bzw. α) geschätzt werden kann und dass die Eigenschaft der Kurvenbeständigkeit nur für jeweils zwei Haushaltstypen untersucht werden kann. Betrachtet man, wie für sozialpolitische Fragestellungen in der Regel unverzichtbar, drei und mehr Haushaltstypen, so sind im semiparametrischen Ansatz widersprüchliche Ergebnisse durch die Verkettung der im bivariaten Kontext gewonnenen Ergebnisse unausweichlich. Grund dafür ist wiederum, dass keine Konsistenz der Schätzergebnisse gewährleisten, wozu sie mehrere Modellgleichungen betreffen müssen. Dieser fundamentale Kritikpunkt wird am Ende des nächsten Abschnitts erneut aufgegriffen, in dem zunächst die Einbettung nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen in einen parametrischen Modellrahmen beschrieben wird.

2. Das QAIDS als parametrischer Analyserahmen

Entgegen den geschilderten (numerischen wie konzeptionellen) Problemen einer semiparametrischen Überprüfung der Kurvenbeständigkeit und der Quantifizierung der Modellgrößen ist die Schätzung (nutzenunabhängiger) Äquivalenzskalen, der Preiselastizitäten dieser Skalen und ein Test der Kurvenbeständigkeit anhand von Querschnittsdaten in einfacher Weise möglich, wenn man in einem parametrischen Ansatz ein Nachfragesystem

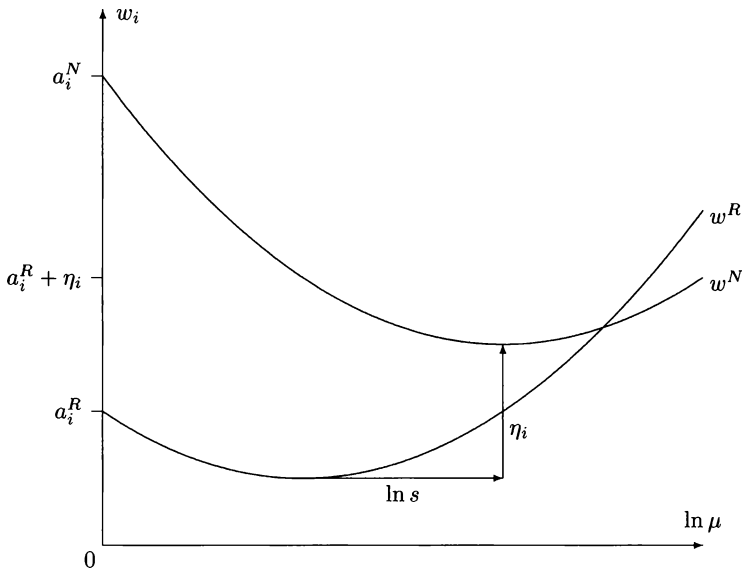


Abbildung 25: Nutzenunabhängige Äquivalenzskalen bei log-quadratischen Engelkurven

mit log-quadratischen Budgetanteilskurven, das als quadratische Erweiterung des AID-Systems verstanden werden kann und daher im Folgenden auch mit dem Kürzel QAIDS (vgl. Banks et al. (1997)) bezeichnet wird, zum Ausgangsmodell der Analyse macht. Parametrisiert man die Budgetanteilskurve für den Referenzhaushalt R gemäß

$$(104) \quad w_i^R = \beta_1 (\ln \mu - \beta_2)^2 + \beta_0$$

und für den Nichtreferenzhaushalt N entsprechend

$$(105) \quad w_i^N = \beta_1 (\ln \mu - \beta_2 - \ln s(p, z^N))^2 + \beta_0 + \eta_i(p, z^N) \quad ,$$

so stellen $\ln s(p, z^N)$ und $\eta_i(p, z^N)$ offensichtlich das Ausmaß der horizontalen und der vertikalen Verschiebung dar, die notwendig ist, um die Budgetanteilskurve des Referenzhaushaltes und des Nichtreferenzhaushalts zur Deckung zu bringen, vgl. Abbildung 25.

Die Annahme nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen impliziert gemäß (104) und (105) identische Koeffizienten des quadratischen Einkommens- bzw. Gesamtausgabenterms für beide Haushalte. Unterdrückt man zur Vereinfachung der Notation den Güterindex i , so lautet die reduzierte Form von (104) und (105)

$$(106) \quad \begin{aligned} w^R &= c^R (\ln \mu)^2 + b^R \ln \mu + a^R \\ w^N &= c^N (\ln \mu)^2 + b^N \ln \mu + a^N \end{aligned}$$

Zwischen den strukturellen Parametern und den Parametern der reduzierten Form besteht dabei folgender Zusammenhang:

$$c^R = \beta_1, \quad b^R = -2\beta_1\beta_2, \quad a^R = \beta_1\beta_2^2 + \beta_0,$$

$$b^N = -2c^R \ln s(p, z^N) + b^R$$

und

$$a^N = c^R (\ln s(p, z^N))^2 - b^R \ln s(p, z^N) + a^R + \eta_i(p, z^N)$$

Im Rahmen einer Schätzung der reduzierten Form lässt sich die Hypothese nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen durch $H : c^N = c^R = c$ testen. Der Skalenwert, abkürzend mit $s_{R,N}$ bezeichnet, ergibt sich dann aus

$$(107) \quad \ln s_{R,N} = \ln s(p, z^N) = \frac{b^R - b^N}{2c},$$

und die Preiselastizität der Äquivalenzskala ist

$$(108) \quad \eta_{R,N} = \eta(p, z^N) = a^N - a^R + b^R \ln s_{R,N} - c(\ln s_{R,N})^2$$

Weitere Spezifika und Testmöglichkeiten des log-quadratischen Ansatzes lassen sich anschaulich erklären, wenn man beispielhaft ein System mit drei Haushaltstypen E, P, K (z. B. für Einzelperson, Paar und Paar mit Kind) und drei Gütergruppen $i = 1, 2, 3$ betrachtet. Das System lautet dann

$$\begin{aligned}
 w_1^E &= a_1^E + b_1^E \ln \mu + c_1^E (\ln \mu)^2 \\
 w_2^E &= a_2^E + b_2^E \ln \mu + c_2^E (\ln \mu)^2 \\
 w_3^E &= a_3^E + b_3^E \ln \mu + c_3^E (\ln \mu)^2 \\
 w_1^P &= a_1^P + b_1^P \ln \mu + c_1^P (\ln \mu)^2 \\
 w_2^P &= a_2^P + b_2^P \ln \mu + c_2^P (\ln \mu)^2 \\
 w_3^P &= a_3^P + b_3^P \ln \mu + c_3^P (\ln \mu)^2 \\
 w_1^K &= a_1^K + b_1^K \ln \mu + c_1^K (\ln \mu)^2 \\
 w_2^K &= a_2^K + b_2^K \ln \mu + c_2^K (\ln \mu)^2 \\
 w_3^K &= a_3^K + b_3^K \ln \mu + c_3^K (\ln \mu)^2
 \end{aligned}
 \tag{109}$$

und die Nullhypothese nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen ist für

$$c_i^E = c_i^P = c_i^K = c_i, \quad i = 1, 2, 3 \tag{110}$$

erfüllt. Aus den Gleichungen für die erste Gütergruppe erhält man dann die logarithmierte Äquivalenzskala – wie oben beschrieben – beispielsweise als $\ln s_{E,K} = (b_1^E - b_1^K)/2c_1$. Da die Äquivalenzskalen für alle Gütergruppen identisch sein müssen, folgt unmittelbar $(b_1^E - b_1^K)/2c_1 = (b_2^E - b_2^K)/2c_2$ oder allgemein

$$b_i^P = b_i^E - \frac{c_i}{c_1}(b_1^E - b_1^K) \quad i = 2, 3 \tag{111}$$

und

$$b_i^K = b_i^E - \frac{c_i}{c_1}(b_1^E - b_1^K) \quad i = 2, 3. \tag{112}$$

Im allgemeinen Fall mit k Gütergruppen und l Haushaltstypen erlegt die Hypothese (110) dem System offensichtlich $k(l-1)$ Restriktionen auf, während (111) und (112) weitere $(k-1)(l-1)$ Restriktionen nach sich ziehen. Anders ausgedrückt können bei nutzenunabhängigen, über die Gütergruppen identischen Äquivalenzskalen von den $3kl$ Parametern des Systems k Koeffizienten c , $l+k-1$ Parameter b und kl Absolutglieder a frei variieren, während die restlichen Parameter den genannten Restriktionen unterliegen. Die Absolutglieder a_i dienen gemäß (108) zur Identifikation der Preiselastizitäten. Sie unterliegen daher keinerlei Restriktionen,

sofern keine Annahmen bezüglich der η_i getroffen werden, die ohnehin nicht testbar wären. Insofern ist das Vorgehen von Murthi zu kritisieren, der Restriktionen auf die Absolutglieder zur Modellvalidierung zu nutzen trachtet.⁴

Im log-quadratischen Budgetanteilsleichungsmodell lassen sich die Hypothesen nutzenunabhängiger und gütergruppenidentischer Äquivalenzskalen in einfacher Form als parametrische Restriktionen formulieren und z. B. anhand von Likelihood-Verhältnis- oder Wald-Tests überprüfen. Zudem bietet sich eine Modellierung dieser Form an, da bei Nutzenunabhängigkeit der Äquivalenzskalen die resultierenden geschätzten Skalenwerte automatisch die Verkettungseigenschaft besitzen: Im Rahmen des oben genannten Beispiels mit drei Haushaltstypen muss beispielsweise folgende Beziehung zwischen den drei möglichen Äquivalenzskalen gelten:

$$(113) \quad s_{E,K} = s_{E,P} \cdot s_{P,K} \quad \text{bzw.} \quad \ln s_{E,K} = \ln s_{E,P} + \ln s_{P,K}$$

Diese Anforderung erfüllen die Äquivalenzskalen des oben beschriebenen Systems, sofern die Hypothese $c_i^E = c_i^P = c_i^K = c_i$, $i = 1, 2, 3$ erfüllt ist. Dann gilt nämlich z. B. bzgl. der ersten Gütergruppe:

$$(114) \quad \begin{aligned} \ln s_{E,K} &= \frac{b_1^E - b_1^K}{2c_1} = \frac{(b_1^E - b_1^P) + (b_1^P - b_1^K)}{2c_1} \\ &= \ln s_{E,P} + \ln s_{P,K} \end{aligned}$$

Gerade gegenüber den nichtparametrischen Ansätzen stellt diese Eigenschaft des log-quadratischen Systems einen entscheidenden Vorteil dar:

⁴ Dabei wird implizit jedoch wieder eine Preisunabhängigkeit der Äquivalenzskalen unterstellt: Betrachtet man vereinfachend wieder nur zwei Haushaltstypen N und R und eine Gütergruppe, so gilt gemäß (108) für die Differenz der Absolutglieder:

$$a^N - a^R = \eta - b^R \ln s + c(\ln s)^2$$

Ersetzt man die logarithmierte Äquivalenzskala gemäß (107) $\ln s = (b^R - b^N)/2c$ so folgt aus (107) *unter der zusätzlichen Annahme* $\eta = 0$ folgende Beziehung zwischen den Differenzen $\Delta a = a^N - a^R$ (vgl. auch Abbildung 25) und $\Delta b = b^N - b^R$:

$$\Delta a = \frac{\Delta b(\Delta b + 2b^R)}{4c} = \frac{(b^N - b^R)(b^N + b^R)}{4c}$$

Murthi (1994), S. 166, verwendet diese Restriktion zur Modellüberprüfung, ohne jedoch auf die untestbare Annahme preisunabhängiger Skalen hinzuweisen.

Während oben schon verdeutlicht wurde, dass ein Test der „Kurvenbeständigkeit“ mit erheblichen Schwierigkeiten verbunden ist, versagen die nicht-parametrischen Verfahren völlig, wenn im Falle einer Kurvenbeständigkeit auch eine Verknüpfbarkeit der resultierenden Skalen sichergestellt werden soll. Dieser Vorteil des parametrischen Ansatzes tritt in der Argumentation Pendakurs nicht deutlich zu Tage: Er formuliert die Verknüpfbarkeit nicht allgemein, sondern argumentiert allein anhand seiner empirischen Ergebnisse der paarweisen Vergleiche. Da dort im parametrischen Modell die Kurvenbeständigkeit stets abgelehnt wird, macht eine Untersuchung der Verknüpfbarkeit in der Tat keinen Sinn. Im nichtparametrischen Ansatz wird die Kurvenbeständigkeit nur bei den Vergleichen Alleinlebende vs. Paare ohne Kinder und Paare mit einem Kind vs. Paare mit zwei Kindern akzeptiert, so dass sich die Frage der Verknüpfbarkeit auch hier nicht stellt. Die damit von Pendakur (1999), S. 27, begründete allgemeine Auffassung: „For both the log-quadratic and the semiparametric models [...] the requirement that the estimated scales in pairwise comparisons be consistent with each other is a moot point“ geht jedoch an der Sache vorbei: In dem hier betrachteten parametrischen Modell stellt die testbare Restriktion der Kurvenbeständigkeit über verschiedene Haushalte automatisch auch die Verknüpfbarkeit der zugehörigen Skalen sicher.

IV. Eine empirische Untersuchung nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen bei log-quadratischen Budgetanteilskurven

1. Schätzung eines Grundmodells

Im Folgenden wird der log-quadratische Ansatz genutzt, um zu untersuchen, ob die deutschen Daten mit nutzenunabhängigen Äquivalenzskalen vereinbar sind. Die empirische Untersuchung erfolgt in dem in Kapitel B. vorgestellten und begründeten Analyserahmen. Die wichtigsten Annahmen werden im Folgenden kurz in Erinnerung gerufen. Die Haushaltstypisierung folgt zunächst gemäß der bereits zuvor verwendeten Einteilung in die sechs Typen Alleinlebend A0, Alleinerziehend mit einem Kind A1, Ehepaar ohne Kind P0 und Ehepaare mit einem Kind (zwei, drei Kindern) P1 (P2, P3). Alleinlebende und kinderlose Paare werden nur in der Altersklasse zwischen 25 und 60 Jahren berücksichtigt, um den Vergleich zu den Haushalten mit Kindern nicht zu verzerren. Kinder, die bei den Eltern wohnen, werden nur bis zu einem Alter von 18 Jahren in die Analyse einbezogen.

Den Standardannahmen bei der Schätzung von Nachfragesystemen folgend wird eine Korrelation der güterspezifischen Residuen für denselben

Haushalt zugelassen, zwischen den Haushalten wird eine Korrelation der Residuen ausgeschlossen. Im Gegensatz zur Analyse in Abschnitt B.III.2., wo die Schätzung von Engelkurvensystemen nach Haushaltstypen getrennt erfolgte, erfordert die Überprüfung der Annahme nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen eine simultane Schätzung für alle betrachteten Haushaltstypen. Bezüglich der Haushaltstypen wird im Folgenden unterstellt, dass die Residuenvarianz der Engelbeziehungen innerhalb eines Haushaltstyps für jede Gütergruppe konstant ist, Unterschiede in den Varianzen für verschiedene Haushaltstypen sind jedoch zugelassen. Zu diesem Zweck werden in einer Vorabschätzung die Engelkurven nach Haushaltstypen im Rahmen von Einzelgleichungsmodellen analysiert. Die im Rahmen dieser Schätzung ermittelten Residuenvarianzen, $\hat{\sigma}_{i\mathcal{H}}^2$, dienen dann zur Transformation der Beobachtungen für den jeweiligen Haushaltstyp $\mathcal{H}$: Dividiert man für jeden Haushaltstyp die Variablen der Engelbeziehung durch die geschätzte Standardabweichung $\hat{\sigma}_{i\mathcal{H}}$, so erzeugt diese Transformation Homoskedastie der Störgrößen über die Haushalte. Das Verfahren kann als zweistufiger Ansatz einer durchführbaren Schätzung (feasible estimation) bei Heteroskedastizität interpretiert werden, vgl. Johnston und DiNardo (1997), S. 170ff. Um der in Abschnitt B.III.2.a) festgestellten Endogenität der Gesamtausgaben Rechnung zu tragen, werden die Gesamtausgaben durch die in Abschnitt B.III.2.a) vorgestellten Größen (Alter der Erwachsenen im Haushalt, Erwerbsstatus, Status bzgl. des Wohneigentums und ausgabefähiges Haushaltseinkommen) instrumentiert.⁵

Zur Schätzung wird ein Modell der Art und der Notation (109) herangezogen, dass um entsprechende, den oben genannten Anforderungen genügende Störgrößen ergänzt wird. Um einen Test der Hypothesen nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen sowie identischer güterspezifischer Skalen anhand linearer Modellrestriktionen bewerkstelligen zu können, werden die $l = 6$ bzw. allgemein: $l = m + 1$ Haushaltstypen mit Hilfe binärer Dummyvariablen d_j , $j = 1, \dots, m$ berücksichtigt:

$$(115) \quad d_{jh} = \begin{cases} 1 & \text{falls Haushalt } h \text{ zu Typ } j \text{ gehört,} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

für $j = 1, \dots, m$ und $h = 1, \dots, H$, wobei H die Gesamtzahl der betrachteten Haushalte bezeichnet. Durch (115) ist der Referenzhaushalt als derjenige Haushaltstyp festgelegt, dem keine Dummyvariable zugewiesen wird, im Folgenden handelt es sich dabei stets um den Haushaltstyp A0. Die Schätzgleichungen lauten damit

⁵ Im Rahmen der Maximum Likelihood Schätzung bei voller Information wird das System um eine Instrumentengleichung für die (logarithmierten) Gesamtausgaben ergänzt.

$$(116) \quad w_{ih} = a_{0i} + \sum_{j=1}^m a_{ji} d_{jh} + b_{0i} \ln \mu_h + \sum_{j=1}^m b_{ji} d_{jh} \ln \mu_h \\ + c_{0i} \ln \mu_h + \sum_{j=1}^m c_{ji} d_{jh} \ln \mu_h + \epsilon_{ih}$$

mit $VAR[\epsilon_{ih}] = \sigma_j^2$, wenn Haushalt h zu Haushaltstyp j gehört, $COV[\epsilon_{ih}, \epsilon_{\tilde{i}, \tilde{h}}] = 0$ für $h \neq \tilde{h}$ und $COV[\epsilon_{ih}, \epsilon_{\tilde{i}, \tilde{h}}] = \sigma_{\tilde{i}, j}$ falls $h = \tilde{h}$ und Haushalt h zu Haushaltstyp j gehört. Die Restriktion nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen in (116) lautet

$$(117) \quad H_0^c : \quad c_{ji} = 0 \quad \text{für alle } j = 1, \dots, m, \quad i = 1, \dots, k,$$

vgl. (110). Die Hypothese identischer güterspezifischer Skalen erfordert zusätzlich

$$(118) \quad H_0^b : \quad b_{ji} = b_{0i} c_{0i} / c_{0,1} \quad \text{für alle } j = 1, \dots, m; \quad i = 2, \dots, k,$$

vgl. (111) und (112). Die Äquivalenzskalen selbst erhält man unter der Restriktion (117),

$$(119) \quad s_{0,j} = \exp\{-b_{ji}/(2c_{0i})\} \quad ,$$

vgl. (107). Die Preiselastizität der Äquivalenzskala in der Notation von (116) lautet für Gut i

$$(120) \quad \eta_{0i} = a_{ji} - \frac{2b_{0i}b_{ji}^2}{4c_{0i}} \quad ,$$

vgl. (108). Da (118) eine nichtlineare Restriktion über mehrere Modellgleichungen darstellt, wird das System mit Hilfe des Full Information Maximum Likelihood (FIML) Verfahrens geschätzt. Die Restriktionen bzgl. der Modellgrößen bzw. der Parameter in (109) werden dann anhand von Likelihood-Verhältnistests überprüft, d. h. es erfolgt stets eine freie und eine restringierte Schätzung des Modells. In den folgenden Tabellen ist das marginale Signifikanzniveau der Likelihood-Verhältnis-Teststatistik, welche unter der jeweiligen Nullhypothese einer χ^2 -Verteilung mit der jeweiligen Anzahl an Restriktionen folgt, ausgewiesen. Die Anzahl der Restriktionen ergibt sich aus der ausführlichen Diskussion in Abschnitt D.III.2., siehe insbesondere S. 153.

Tabelle 14
**Preiselastizität der Äquivalenzskalen, getrennt nach
 Haushaltstyp, Gütergruppen und Gebiet**

Skala A0 zu Haushaltstyp	Preiselastizität η_i der Skala für Gütergruppe			
	Kleidung	Bildung	Mobilität	Sonstiges
WEST				
A1	-0,0061 (0,0028)	0,0282 (0,0069)	0,0053 (0,0005)	-0,0004 (0,0001)
P0	-0,0338 (0,0029)	-0,0326 (0,0021)	0,0097 (0,0005)	-0,0005 (0,0001)
P1	-0,0256 (0,0029)	-0,0234 (0,0025)	0,0095 (0,0005)	-0,0005 (0,0001)
P2	-0,0330 (0,0032)	-0,0153 (0,0023)	0,0112 (0,0006)	-0,0006 (0,0001)
P3	-0,0346 (0,0036)	-0,0084 (0,0032)	0,0107 (0,0006)	-0,0005 (0,0001)
OST				
A1	-0,0211 (0,0068)	0,0067 (0,0082)	0,0065 (0,0011)	-0,0004 (0,0001)
P0	-0,0628 (0,0061)	-0,0373 (0,0053)	0,0141 (0,0011)	-0,0007 (0,0001)
P1	-0,0453 (0,0062)	-0,0159 (0,0057)	0,0109 (0,0010)	-0,0005 (0,0001)
P2	-0,0482 (0,0059)	-0,0057 (0,0055)	0,0147 (0,0011)	-0,0008 (0,0001)
P3	-0,0605 (0,0075)	-0,0034 (0,0077)	0,0153 (0,0012)	-0,0008 (0,0002)

(Standardfehler in Klammern)

Wie in Abschnitt D.II.2. ausführlich diskutiert, lassen sich nutzenunabhängige Äquivalenzskalen nicht aus log-linearen Budgetanteilskurven identifizieren. Die Analyse in Kapitel B.II. zeigte, dass für die Gütergruppen „Nahrungsmittel“ und – im größten Teil der betrachteten Fälle – „Gesundheits- und Körperpflege“ die Hypothese log-linearer Budgetanteilskurven nicht verworfen werden konnte. Da ein ungenau geschätzter, dem Betrag nach sehr kleiner Koeffizient c_{0i} sich offensichtlich (vgl. (119)) äußerst nachteilig auf die Schätzung der Äquivalenzskalen auswirkt, werden im Folgenden nur die verbleibenden vier Gütergruppen untersucht.

Tabelle 14 enthält zunächst die güterspezifischen Preiselastizitäten der Skalen gemäß (120).⁶ Es zeigt sich, dass nahezu sämtliche geschätzten Preiselastizitäten auf dem 1%-Niveau signifikant von null verschieden sind,

⁶ Die Schätzung der Standardfehler für die Elastizitäten aus den Standardfehlern der Schätzkoeffizienten $\hat{a}_{ji}$, $\hat{b}_{ji}$ und $\hat{c}_{0i}$ erfolgte mithilfe der Delta-Methode unter Verwendung der Prozedur „Analyse“ im Programmpaket TSP.

d. h. dass die betreffenden Engelkurven für die jeweilige Gütergruppe eine signifikante vertikale Verschiebung gegenüber derjenigen des Referenzhaushalts A0 aufweisen. Eine Ausnahme bilden lediglich die Elastizitäten in der Gütergruppe „Bildung“ für die Haushaltstypen A1, P2 und P3 in den neuen Bundesländern. Wohl auch infolge der höheren Fallzahlen weisen die Schätzergebnisse für das alte Bundesgebiet durchweg eine größere Genauigkeit (geringere Standardfehler) auf als in den neuen Bundesländern. Am stärksten ist das Ausmaß der Verschiebung bei „Kleidung“ mit über die Haushaltstypen durchschnittlich drei Prozentpunkten in den alten und bis sechs Prozentpunkten in den neuen Ländern. Die deutlich geringsten Verschiebungen ergeben sich im Osten wie im Westen für die „sonstigen Güter“. Im Bereich „Mobilität“ sind die Preiselastizitäten der Skalen durchweg positiv, alle übrigen signifikant von null verschiedenen Elastizitäten dagegen negativ. Eine relative Erhöhung der Mobilitätskosten bewirkt demnach eine größere Spreizung der Skalen, während Preiserhöhungen in den anderen Gütergruppen die Bedarfsunterschiede und damit die Äquivalenzskalen mehr oder weniger stark verringern. Um dieses Phänomen befriedigend erklären zu können, müssten die Preisreagibilitäten im Verbrauchsverhalten der Haushalte unterschiedlicher Zusammensetzung bekannt sein.⁷ Allein auf Basis von Querschnittsdaten erscheint daher eine Begründung dieses Phänomens kaum möglich. Einen ersten Anhaltspunkt kann eventuell die Analyse in E. bieten, wo anhand der Daten zweier Preiskonstellationen Quadratische Ausgabensysteme untersucht werden. Dort werden explizit Preiselastizitäten geschätzt. Die wohlfahrtsrelevanten kompensierten Preiselastizitäten sind dabei für die Nachfrage nach „Mobilität“ deutlich geringer als für alle anderen hier betrachteten Gütergruppen, siehe Tabelle A.8. Auf Preisänderungen in diesem Bereich reagieren die Haushalte – wohl infolge geringerer Substitutionsmöglichkeiten – am wenigsten durch Verbrauchsumschichtungen. Beachtet man ferner, dass diese kompensierten Preiselastizitäten mit zunehmender Haushaltsgröße bzw. Kinderzahl geringer werden, so erscheint nachvollziehbar, dass größere Familien durch Preiserhöhungen im Bereich „Mobilität“ härter getroffen werden als Alleinlebende, Wohlfahrtsunterschiede dadurch vergrößert und die Äquivalenzskalen mithin erhöht werden.⁸ Für eine weitergehende Interpretation wäre die Kenntnis auch der

⁷ Dies ist auch eine Folge des hohen Aggregationsgrades hinsichtlich der Gütergruppenelementen. Anschaulicher zu interpretieren wären beispielsweise die Preiselastizitäten der Äquivalenzskalen für das Feinaggregat „Babynahrung“: Eine Preiserhöhung trifft hier offensichtlich die Haushalte mit Neugeborenen am stärksten (um nicht zu sagen: ausschließlich) und erhöht dadurch die entsprechenden Äquivalenzskalen.

⁸ Da sich die Analyse des QES auf das alte Bundesgebiet beschränkt, finden dort auch die Wohnausgaben Berücksichtigung. Diese weisen von allen Ver-

Tabelle 15
Geschätzte Äquivalenzskalen bei Nutzenunabhängigkeit und log-quadratischen Budgetanteilkurven, sechs Haushaltstypen, getrennt nach Gütergruppen

WEST				
	BILDUNG	KLEIDUNG	MOBILITÄT	SONSTIGES
A0	1,000	1,000	1,000	1,000
A1	1,839 (0,332)	0,988 (0,151)	1,117 (0,071)	1,087 (0,220)
P0	1,932 (0,149)	1,742 (0,138)	1,485 (0,062)	1,500 (0,169)
P1	2,155 (0,195)	1,383 (0,120)	1,483 (0,072)	1,681 (0,195)
P2	2,187 (0,181)	1,587 (0,129)	1,547 (0,068)	1,560 (0,163)
P3	2,707 (0,284)	1,652 (0,176)	1,642 (0,091)	1,233 (0,164)
$\hat{c}_{i0}$	-0,028 (0,002)	-0,019 (0,002)	0,077 (0,004)	-0,026 (0,003)
$p[H_0^c]$	0,0151	0,4693	0,0223	0,0342

OST				
	BILDUNG	KLEIDUNG	MOBILITÄT	SONSTIGES
A0	1,000	1,000	1,000	1,000
A1	1,188 (0,219)	1,067 (0,182)	1,120 (0,116)	1,505 (0,345)
P0	1,503 (0,176)	1,782 (0,189)	1,534 (0,088)	1,852 (0,344)
P1	1,589 (0,202)	1,734 (0,199)	1,555 (0,100)	1,671 (0,295)
P2	1,840 (0,223)	1,777 (0,182)	1,823 (0,105)	2,686 (0,463)
P3	1,947 (0,322)	2,223 (0,348)	1,877 (0,155)	1,936 (0,473)
$\hat{c}_{i0}$	-0,045 (0,006)	-0,034 (0,003)	0,133 (0,009)	-0,038 (0,007)
$p[H_0^c]$	0,4940	0,5841	0,4509	0,0189

Standardfehler in Klammern. $p[H_0^c]$: marginales Signifikanzniveau auf Nutzenunabhängigkeit der Äquivalenzskala (Nullhypothese), vgl. (117)

(kompensierten) Kreuzpreiselastizitäten und damit der Änderung der gesamten Verbrauchsstruktur infolge einer Verschiebung der relativen Preise vonnöten.

Tabelle 15 enthält die zugehörigen geschätzten Äquivalenzskalenwerte. Zur Ableitung dieser Skalen müssen gemäß (117) alle Haushaltstypen den gleichen Koeffizienten des quadrierten logarithmierten Einkommens, c_{i0} , in der jeweiligen Budgetanteilkurve aufweisen. Dieser Schätzkoeffizient sowie das marginale Signifikanzniveau des Tests der Hypothese nutzenunabhängiger (güterspezifischer) Äquivalenzskalen ist ebenfalls aufgeführt. Während diese Hypothese in den neuen Ländern zumeist akzeptiert werden kann, ist die Evidenz im alten Bundesgebiet nicht sehr groß: Für „Bildung“ erscheint die Annahme akzeptabel, für die übrigen Gütergruppen

brauchsausgaben die geringsten kompensierten Preiselastizitäten auf. Es ist daher zu vermuten (und es erscheint nicht unrealistisch), dass auch die relative Erhöhung des Preises für „Wohnen“ tendenziell zu höheren Äquivalenzskalen führt.

Tabelle 16

**Geschätzte Äquivalenzskalen bei Nutzenunabhängigkeit und
log-quadratischen Budgetanteilskurven, sechs Haushaltstypen,
Gütergruppensystem**

	WEST	OST
A0	1,000	1,000
A1	1,106 (0,076)	1,101 (0,105)
P0	1,598 (0,063)	1,518 (0,081)
P1	1,551 (0,070)	1,526 (0,092)
P2	1,612 (0,067)	1,725 (0,094)
P3	1,773 (0,092)	1,765 (0,136)
$p[H_0^b]$	0,0000	0,0000

Standardfehler in Klammern. $p[H_0^b]$: marginales Signifikanzniveau des Likelihood-Verhältnis-Tests auf identische Äquivalenzskalen über alle Gütergruppen (Nullhypothese), vgl. (118)

liegt das marginale Signifikanzniveau dagegen nur zwischen 1,5 und 3,5%. Die Betrachtung der einzelnen Gütergruppen führt zu sehr unterschiedlichen Skalenwerten. So rangiert das Gewicht für den zweiten Erwachsenen ($s_{A0,P0} - 1$) zwischen 93,2% und 48,5% („Bildung“ und „Mobilität“ im früheren Bundesgebiet) und die Skala einer Familie mit drei Kindern gegenüber dem Alleinlebenden ($s_{A0,P3}$) liegt zwischen 2,71 und 1,23. Bei den Ausgaben für „Kleidung“, für die die Annahme nutzenunabhängiger Skalen im Osten wie im Westen am ehesten akzeptiert werden kann, erhält man insofern inkonsistente Skalenwerte, als bei Familien mit Kindern (in den neuen Ländern: Familien mit weniger als drei Kindern) ein geringerer Bedarf konstatiert wird als bei kinderlosen Ehepaaren. Lediglich für die Bildungsausgaben erhält man konsistente Skalen, die mit zunehmender Haushaltsgröße zunehmen, für „Mobilität“ gilt dies immerhin noch in den neuen Ländern. Der Verstoß gegen diesen „Grundsatz der Monotonie“ (vgl. Abschnitt A.III.) manifestiert sich am häufigsten durch eine Verletzung der Forderung $s_{A0,P1} > s_{A0,P0}$, d. h. die empirischen Äquivalenzskalen für Paare mit einem Kind liegen unter denen des kinderlosen Paares. Bevor ein möglicher Erklärungsansatz für dieses Phänomen diskutiert wird, soll untersucht werden, ob die weitergehende Annahme identischer güterspezifischer Skalen dem System genügend zusätzliche Struktur auferlegt, um die o. g. unplausiblen Schätzergebnisse zu bereinigen.

Tabelle 16 enthält die Resultate einer Schätzung unter der Hypothese nutzenunabhängiger, identischer Skalen für alle betrachteten Gütergruppen ((117) in Verbindung mit (118)). Tatsächlich werden die Skalen jetzt mit

größerer Genauigkeit bzw. geringeren Varianzen geschätzt. Erstaunlich ist auch die relativ gute Übereinstimmung der Ergebnisse für das alte Bundesgebiet und die neuen Länder. Mit 59,8% (West) bzw. 51,8% (Ost) erreicht das Gewicht des zweiten Erwachsenen im Haushalt einen durchaus plausiblen Wert. Die Personengewichte der Kinder (d. h. die absolute Änderung der Skalenwerte beim Übergang von P0 zu P1 zu P2 zu P3 erscheinen dagegen unrealistisch gering. In den alten Ländern ist zudem der Skalenwert für Paare mit einem Kind wieder geringer als für kinderlose Paare. Insgesamt muss das Modell abgelehnt werden, da die Hypothese einer identischen Skala über alle vier im System berücksichtigten Gütergruppen gemäß dem beobachteten p -Wert der zugehörigen Teststatistik deutlich verworfen werden muss.

Damit stellt sich die Frage, inwieweit Modifikationen der Modellstruktur akzeptablere Ergebnisse zu liefern imstande sind. Angesichts der im Grundmodell beobachteten Verstöße gegen die Monotonieforderung erscheint dabei die Betrachtung alternativer Haushaltstypisierungen naheliegend.

2. Schätzung unter Berücksichtigung des Alters der Kinder

Es wurde bereits darauf hingewiesen, dass für den Haushaltstyp P1 am häufigsten unplausible Ergebnisse erzielt werden, nämlich Äquivalenzskalen, die geringer oder nur ganz unwesentlich höher ausfallen als diejenigen für kinderlose Paare. Eine offensichtliche Erklärung könnte darin bestehen, dass Paare mit Neugeborenen zunächst ihre Verbrauchsstruktur radikal umschichten, ohne dass dies notwendigerweise mit einer Ausgabensteigerung verbunden ist. Erst mit der Zeit wird diese Substitutionsbereitschaft der Eltern zugunsten säuglingsbezogener Ausgaben abnehmen. Gleichzeitig steigt der Bedarf des Kindes im Zeitablauf, so dass die Gesamtausgaben des Elternhaushalts kontinuierlich ansteigen werden. Es liegt nahe, diesem Effekt Rechnung zu tragen, indem das Alter der Kinder berücksichtigt wird. Um das Problem der Unterstellung und Auswahl einer geeigneten Kurvenform bei der Berücksichtigung des (bei mehreren Kindern: mittleren) Kindesalters als metrischer Variable in den Schätzgleichungen zu umgehen, fließt im Folgenden das Alter der Kinder in Form von Altersklassen, d. h. in Form einer feingliedrigeren Haushaltstypisierung in die Schätzung mit ein. Betrachtet man zwei Altersklassen: $a=0-6$ Jahre und $b=7-17$ Jahre, so kann beispielsweise der ursprüngliche Haushaltstyp P2 unterteilt werden in P2aa, P2bb und P2ab, wobei in die letztgenannte Kategorie Ehepaare fallen, die ein Kind im Alter bis sechs Jahre und ein Kind im Alter von sieben bis unter 18 Jahren haben.

Eine erneute Schätzung des Modells unter Berücksichtigung des Alters der Kinder in dieser Form zeigt, dass die obige Argumentation nicht unplausibel ist: Im Osten wie im Westen ist bei allen Gütergruppen der Skalenwert für Eltern mit einem Kleinkind (P1a) geringer als für das kinderlose Paar, um dann (mit wenigen Ausnahmen) in der zweiten Altersklasse des Kindes über den Skalenwert von P0 anzusteigen. Die Ergebnisse für die einzelnen Gütergruppen sind im Anhang aufgelistet (Tabelle A.6, S. 222), während Tabelle 17 bereits die Ergebnisse der Systemschätzung für alle vier Gütergruppen (unter der Annahme identischer güterspezifischer Skalen) beinhaltet. Der Verstoß gegen die Monotonieforderung scheint jedoch nur verlagert: Nun sind es insbesondere die Paare mit zwei Kindern, die geringere Skalenwerte als Paare mit einem Kind aufweisen. Insgesamt bringt die betrachtete Modifikation kaum eine Verbesserung der Ergebnisse: Über die Gütergruppen ergibt sich wiederum ein weites Spektrum an Skalenwerten für dieselben Haushaltstypen und die Standardfehler der geschätzten Äquivalenzskalen steigen deutlich an. Die Annahme nutzenunabhängiger Skalen muss im alten Bundesgebiet für „Bildung“ und „Mobilität“ deutlich – mit einem marginalen Signifikanzniveau unter einem Prozent – verworfen werden (siehe Tabelle A.6) und auch die Annahme einer allgemeinen, güterunabhängigen Skala ist angesichts der in Tabelle 17 ausgewiesenen Signifikanzniveaus von $p < 0,00005$ nicht haltbar.

Dennoch deuten die Ergebnisse darauf hin, dass das Alter der Haushaltsangehörigen insofern eine Erklärungskraft besitzt, als – auch wenn der Vergleich von Haushalten unterschiedlicher Größe zumeist unplausible Resultate zeitigt – sich innerhalb der einzelnen Haushaltstypen mit Kindern (A1, P1, P2, P3) die Skalenwerte mit zunehmendem Alter der Kinder zumeist erhöhen und der Monotonieforderung entsprechen. Es liegt daher nahe, den Einfluss des Alters der Haushaltsmitglieder in einer weiteren Modellvariante zu untersuchen.

3. Schätzung unter Berücksichtigung des Alters der Erwachsenen

Eine Änderung der Bedarfsstruktur wird auch für Erwachsene mit zunehmendem Lebensalter zu konstatieren sein. Gleichzeitig ist von einer hohen Korrelation des Alters der Kinder und dem der Eltern auszugehen. Diese Überlegung führte bereits dazu, das Alter der Erwachsenen in den kinderlosen Haushalten auf 25–60 Jahre zu beschränken, um eine Vergleichbarkeit zu Familien mit Kindern unter 18 Jahren (bei denen die Eltern eben vornehmlich dieser Altersklasse angehören) zu gewährleisten. Daher kann auch argumentiert werden, dass eine Altersgliederung der erwachsenen Haushaltsmitglieder als Proxyvariable für das Alter der Kinder dienen

Tabelle 17
Geschätzte Äquivalenzskalen bei Nutzenunabhängigkeit und log-quadratischen Budgetanteilskurven, differenziert nach Alter der Kinder, Gütergruppensystem

	WEST	OST
A0	1,000	1,000
A1a	0,810 (0,105)	1,044 (0,197)
A1b	1,243 (0,084)	1,136 (0,130)
P0	1,591 (0,059)	1,519 (0,081)
P1a	1,281 (0,073)	1,345 (0,123)
P1b	1,811 (0,091)	1,595 (0,105)
P2aa	1,374 (0,081)	1,521 (0,160)
P2ab	1,560 (0,102)	1,586 (0,119)
P2bb	1,780 (0,089)	1,878 (0,117)
P3aaa	1,379 (0,184)	1,789 (0,578)
P3aab	1,466 (0,146)	2,055 (0,460)
P3abb	1,665 (0,116)	1,698 (0,201)
P3bbb	2,006 (0,147)	1,733 (0,173)
$p[H_0^b]$	0,0000	0,0000

Standardfehler in Klammern. $p[H_0^b]$: marginales Signifikanzniveau des Likelihood-Verhältnis-Tests auf identische Äquivalenzskalen über alle Gütergruppen (Nullhypothese), vgl. (118)

kann. Zu diesem Zweck werden im Folgenden die sechs Haushaltstypen des Grundmodells nach zwei Altersklassen für die Erwachsenen untergliedert: J steht für 25-40 Jahre, A für 41-60 Jahre. So bezeichnet beispielsweise P2A einen Haushalt mit zwei Kindern unter 18 Jahre, bei dem die Eltern über 40, jedoch unter 60 Jahre alt sind. Für die Alleinlebenden wird zusätzlich der Haushaltstyp A0T berücksichtigt, er repräsentiert Alleinlebende zwischen 18 und 24 Jahren.

Wieder sind die ermittelten güterspezifischen Skalen im Anhang (Tabelle A.7, S. 223) aufgelistet, während Tabelle 18 die Ergebnisse der System-schätzung über alle vier Gütergruppen unter Zugrundelegung einer einheitlichen Skala enthält. Wie die im vorangehenden Abschnitt untersuchte Modifikation führt auch die hier betrachtete Aufteilung zu einer ungenaueren Schätzung der Skalenwerte und einer deutlicheren Ablehnung der Hypothese nutzenunabhängiger Skalen, im Westen kann sie jetzt nur noch für die Gütergruppe „Kleidung“ akzeptiert werden. Auch die Annahme einer einheitlichen Skala über die Gütergruppen bleibt weiterhin ohne jede Unterstützung.

Tabelle 18

Geschätzte Äquivalenzskalen bei Nutzenunabhängigkeit und log-quadratischen Budgetanteilskurven, differenziert nach Alter der Erwachsenen, Gütergruppensystem

	WEST	OST
A0T	0,606 (0,056)	1,241 (0,247)
A0	1,000	1,000
A0A	1,195 (0,055)	1,046 (0,090)
A1J	1,095 (0,083)	1,051 (0,127)
A1A	1,390 (0,147)	1,416 (0,298)
P0J	1,694 (0,103)	1,478 (0,274)
P0A	1,746 (0,079)	1,577 (0,121)
P1J	1,411 (0,080)	1,374 (0,125)
P1A	2,103 (0,137)	1,868 (0,190)
P2J	1,550 (0,076)	1,759 (0,140)
P2A	2,314 (0,163)	1,700 (0,253)
P3J	1,651 (0,104)	1,875 (0,196)
P3A	2,298 (0,282)	1,898 (0,426)
$p[s_i = s]$	0,0000	0,0000

Standardfehler in Klammern. $p[H_0^b]$: marginales Signifikanzniveau des Likelihood-Verhältnis-Tests auf identische Äquivalenzskalen über alle Gütergruppen (Nullhypothese), vgl. (118)

Vor diesem Hintergrund muss jede Interpretation der geschätzten Skalen fragwürdig erscheinen. Dennoch sei darauf verwiesen, dass sich, wie bei der nach dem Kindesalter disaggregierten Analyse, für Haushalte der gleichen Mitgliederzahl (Erwachsene und Kinder), die Resultate bzgl. der Staffellung nach dem Erwachsenenalter plausibel erscheint: In der überwiegenden Zahl der Fälle nehmen die Äquivalenzskalen mit steigendem Alter deutlich zu. In den alten Bundesländern erkennt man diesbezüglich auch einen reduzierten Bedarf der 18- bis 24-jährigen Alleinlebenden gegenüber der 25- bis 40-jährigen Singles, während in den neuen Länder bei diesem Vergleich kein signifikanter Unterschied festgestellt werden kann.

Als „kritische“ Haushaltsgruppe bzgl. der Monotonie der Skalen erweisen sich einmal mehr „junge“ Eltern mit einem Kind. Für das System – und für die güterspezifischen Skalen mit nur einer einzigen Ausnahme, vgl. Tab. A.7 – erhält man für diese Haushalte geringere Skalenwerte als für „junge“ kinderlose Ehepaare, vgl. Tab. 18. Das Bild ändert sich jedoch deutlich, wenn man wiederum die zweite Altersklasse – jetzt: der Erwachsenen – zum Vergleich heranzieht.

	WEST	OST
A0A	1,000	1,000
A1A	1,163	1,354
P0A	1,461	1,508
P1A	1,760	1,786
P2A	1,936	1,625
P3A	1,916	1,815

Die nebenstehende Tabelle basiert auf den in Tabelle 18 ausgewiesenen Resultaten. Es sind die Äquivalenzskalen $s_{A0A,\bullet}$ dargestellt, bei denen der Referenzhaushalt ein Alleinlebender / eine Alleinlebende im Alter zwischen 40 und 60 Jahren ist und im Nichtreferenzhaushalt die Erwachsenen auch jeweils in diese Altersklasse fallen. Dabei handelt es sich um

eine einfache Umbasierung: $s_{A0A,\bullet} = s_{A0J,\bullet} / s_{A0J,A0A}$, wobei die Werte auf der rechten Seite dieser Gleichung der Tabelle 18 entnommen werden können. Tatsächlich erhält man jetzt für die alten und neuen Länder teilweise sehr ähnliche Ergebnisse. So liegt das Personengewicht des zweiten Erwachsenen in vergleichbarer Größenordnung: 46,1% im Westen, 50,8% im Osten. Auch wenn immer noch gegen den Monotoniegrundsatz verstoßen wird, nimmt das Gewicht des ersten Kindes bei verheirateten Eltern eine plausible Größenordnung von 30% an, auch hierbei zeigt sich eine gute Übereinstimmung in den alten und neuen Bundesländern.

V. Zusammenfassung

Die Analyse nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen zeigte, dass die Modellierung der theoretischen Zusammenhänge zwischen Nachfrage und soziodemographischen Haushaltscharakteristika große Sorgfalt erfordert. Einmal mehr wurde deutlich, dass, auch wenn in der anschließenden ökonometrischen Analyse Querschnittsdaten verwendet werden, mithin lediglich Einkommens-, aber keine Preisvariationen bei der Schätzung berücksichtigt bzw. genutzt werden können, ein (indirekter) Preiseinfluss auch in den Engelbeziehungen gemessen werden kann. Die Vernachlässigung dieses Preiseffektes, der angibt, wie sich die Äquivalenzskala infolge von Preisänderungen in der jeweiligen Gütergruppe ändert, kann zu erheblichen Fehlschlüssen bezüglich der Interpretation geschätzter Äquivalenzskalen führen. Die Gründe dafür wurden am Beispiel dreier in der empirischen Nachfrageforschung „populärer“ Ansätze verdeutlicht.

Auf der anderen Seite haben Blundell et al. (1998) gezeigt, dass eine konsistente, mit der neoklassischen Theorie vereinbare Berücksichtigung demographischer Variablen in Nachfragesystemen unter der Annahme nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen zu einer spezifischen Restriktion bezüglich der Engelkurven von Haushalten unterschiedlichen soziodemographischen Profils führt: Die Budgetanteilskurven müssen sich in einem $(w \times \ln \mu)$ -Diagramm durch vertikale und horizontale Verschiebungen ineinander überführen lassen.

Diese Restriktion lässt sich mit Hilfe ökonometrischer Testverfahren überprüfen. Die Argumentation in diesem Kapitel hat verdeutlicht, dass zu diesem Zweck semiparametrische Verfahren zwar grundsätzlich verwendet werden können (vgl. die ausführliche Studie von Pendakur (1999)), dass aber parametrische Verfahren dennoch vorzuziehen sind. Neben erheblichen numerischen Problemen, mit denen man sich bei der semiparametrischen Schätzung konfrontiert sieht, ist es in erster Linie die fehlende Möglichkeit, im Rahmen dieser Verfahren „transitive“ Äquivalenzskalen zu generieren, d. h. Skalen, die sich widerspruchsfrei miteinander verknüpfen lassen. Geschätzte Äquivalenzskalen, die diese Forderung nicht erfüllen, sind für praktische Anwendungen von geringem Wert.

Im Rahmen einer parametrischen Analyse lassen sich dagegen in einem System log-quadratischer Budgetanteilsungleichungen mit Hilfe traditioneller Schätz- und Testverfahren Äquivalenzskalen schätzen und die Annahme der Nutzenunabhängigkeit dieser Skalen statistisch überprüfen. Da die Analyse in Kapitel B.II. zeigte, dass der log-quadratische Ansatz zur Modellierung der Budgetanteilsungleichungen deutscher Haushalte gut geeignet ist, wurde dieses Modell im vorliegenden Kapitel zur empirischen Ableitung und Überprüfung nutzenunabhängiger Skalen verwendet. Für alle Gütergruppen und Haushaltstypen wurden dabei sowohl signifikante Vertikal- wie Horizontalverschiebungsgrößen der jeweiligen Budgetanteilskurven nachgewiesen. Dabei zeigte sich, dass die Annahme der Nutzenunabhängigkeit allenfalls bei der isolierten Betrachtung einzelner Gütergruppen, nicht aber im gesamten Gütergruppensystem akzeptiert werden konnte. Über die Gütergruppen war jedoch eine erhebliche Variation der abgeleiteten Skalen zu beobachten. Eine Betrachtung allein der sechs „Standardhaushaltstypen“ erwies sich insofern als zu restriktiv, als häufig gegen den Grundsatz der Monotonie der Skalen verstoßen wurde (d. h. dass die Äquivalenzskalen nicht mit zunehmender Haushaltsgröße anstiegen) und dass die Zuwächse für Familien mit Kindern unplausibel gering ausfielen.

Als möglichen Grund für diese Diskrepanzen wurde die offensichtlich zu rudimentäre Berücksichtigung des Alters der Haushaltsmitglieder ausgemacht, und in einer alternativen Spezifikation erfolgte eine feinere Gliederung der Haushalte bzgl. der Alterstruktur. Zum einen wurde nach dem Alter der Kinder differenziert, in einer weiteren Modellvariante nach dem Alter der Erwachsenen. Die Ergebnisse beider Modifikationen zeigen, dass der Altersstruktur ein signifikanter Einfluss auf die Skalen zukommt. Innerhalb der Haushalte mit gleicher Mitgliederzahl (Erwachsenen und Kindern) steigen die Skalen auch mit zunehmendem Alter der Mitglieder an, was ein plausibles Resultat darstellt. Zwischen Haushalten unterschiedlicher Perso-

nenzahl blieben jedoch Widersprüche in den geschätzten Skalen bestehen. Zudem erwiesen sich die Schätzungen – gemessen an den Standardfehlern – als zunehmend ungenauer, während die Annahme nutzenunabhängiger Skalen bei Berücksichtigung feinerer Altersgliederungen deutlicher als im Grundmodell abgelehnt werden musste.

Bezüglich der Personengewichte lieferte die Betrachtung allein der Haushalte mit erwachsenen Haushaltsmitgliedern im Alter zwischen 40 und 60 Jahren plausible Resultate. Die Beschränkung auf diese Altersklasse der Erwachsenen bedeutet gleichzeitig eine Vernachlässigung des Einflusses von Säuglingen und Kleinkindern auf die Äquivalenzrelationen. Hier erhält man für den zweiten Erwachsenen ein Individual(skalen)gewicht von ca. 50% des ersten Erwachsenen, für das erste Kind ein Gewicht von ca. 30%. Beide Werte stimmen für alte und neue Länder gut überein. Das Gewicht für den zweiten Erwachsenen bewegt sich damit auch in der Größenordnung der (System-)Schätzung ohne zusätzliche Altersklassifikation, hier lagen die entsprechenden Äquivalenzskalen $s_{A0,P0}$ in den alten und neuen Ländern zwischen 1,5 und 1,6 (vgl. Tabelle 16). Diese Werte können jedoch allenfalls als sehr grobe Anhaltspunkte für die Praxis angesehen werden, da die grundlegende Annahme des Modells, die Existenz eines nutzenunabhängigen, über alle Gütergruppen identischen Systems von Äquivalenzrelationen, durch die Daten nicht hinreichend gestützt wird.

E. Quadratische Ausgabensysteme

Die bisher im Rahmen der vorliegenden Arbeit erzielten empirischen Ergebnisse bezüglich des Verbrauchsverhaltens deutscher Haushalte und die nachfragetheoretischen Restriktionen, die bei einer widerspruchsfreien ökonometrischen Modellierung von Engelkurven- und Nachfragemodellen zu berücksichtigen sind, lassen sich wie folgt zusammenfassen: Die Modellierung der haushaltsspezifischen Nachfrage als linear in (beliebigen nicht-linearen) Funktionen des Einkommens ist mit den deutschen Einkommens- und Verbrauchsdaten gut vereinbar. Aus der theoretischen Restriktion der Slutsky-Symmetrie ergibt sich für die Nachfragefunktionen eine strikte Rangrestriktion: Die Dimension des Raums, den die Engelkurven aufspannen, oder, anschaulicher formuliert, die Anzahl unabhängiger Parameter der Engelkurven, darf höchstens drei betragen. In der empirischen Analyse erweisen sich die Engelkurven des Linearen Ausgabensystems und des AID-Systems (allgemeiner: Engelkurven, welche PIGL oder PIGLOG-Präferenzen repräsentieren), beide vom Rang 2, als zu restriktiv, um die Güternachfrage deutscher Haushalte angemessen modellieren zu können. Naheliegende Verallgemeinerungen vom Rang 3 sind quadratische (Niveau-)Engelkurven und log-quadratische Budgetanteilskurven. Mit beiden Funktionsformen ergibt sich eine deutlich verbesserte Modellanpassung. Zudem erweisen sich die Unterschiede in den anhand dieser Funktionsformen geschätzten marginalen Budgetanteilen und Einkommenselastizitäten als gering, die Unterschiede im Vergleich mit den Resultaten der jeweiligen Rang 2 Spezifikation sind deutlich größer (vgl. Abschnitt B.II.2. Die quadratischen Erweiterungen besitzen zudem den Vorteil, auch ökonomisch als Verallgemeinerung des Rang 2 Falles interpretierbar zu sein. Darüber hinaus ist die Rang 1 Spezifikation im jeweiligen quadratischen Modell genestet (QAIDS vs. AID-System, QES vs. LES). So lässt sich auch durch formale statistische Testverfahren die Überlegenheit der quadratischen Varianten belegen.

Anhand nur eines Querschnitts von Haushaltsbudgetdaten lassen sich weder das QAIDS noch das QES vollständig schätzen, lediglich die Engelkurven als Reduzierte Form sind identifizierbar. Im Fall des QAIDS reicht jedoch Kenntnis des Engelkurven-Systems aus, um die für Wohlfahrtsvergleiche grundlegende Hypothese nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen

überprüfen zu können. Für die deutschen Daten musste diese Hypothese verworfen werden. Nachfragetheoretisch fundierte, ausgabengestützte Äquivalenzskalen scheinen damit für Deutschland allein für ein existenznotwendiges Verbrauchsniveau, gemessen durch die Mindestausgaben linearer Ausgabensysteme, bestimmbar zu sein. Aufbauend auf den Arbeiten von Merz (1980, 1983) liegen hierzu mittlerweile zahlreiche empirische Untersuchungen vor, u. a. Scheffter (1991), Faik und Merz (1995), Faik (1995) und Missong und Stryck (1998). Die abgeleiteten Äquivalenzskalen müssen jedoch insofern mit Vorsicht interpretiert werden, als die zugrunde liegende Annahme linearer Engelkurven empirisch kaum haltbar ist. Vor diesem Hintergrund erscheint es besonders interessant zu überprüfen, ob und in welche Richtung sich die LES-Äquivalenzrelationen ändern, wenn die Restriktion linearer Engelkurven zugunsten einer quadratischen Modellierung aufgegeben wird.

Theoretisch lässt sich das QES, unabhängig von der Anzahl der betrachteten Güter, allein anhand zweier Querschnittserhebungen (genauer: anhand von Haushaltsbudgetdaten, die zwei unterschiedliche Preisregime umfassen) schätzen. Neben den Modifikationen bezüglich der Äquivalenzrelationen gegenüber dem LES liefert eine solche QES-Schätzung ein konsistentes, nachfragetheoretisch begründetes Bild demographisch gegliederter Preis- und Einkommenselastizitäten. Nicht zuletzt aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit blieben demographisch gegliederte Quadratische Nachfragesysteme in der empirischen Konsumforschung für die Bundesrepublik bislang unberücksichtigt. Kohn und Missong (2001) unternehmen den Versuch, solche Systeme auf Basis der Daten der EVS 1988 und der EVS 1993 zu schätzen. Dieses Kapitel rekapituliert die methodischen und die empirischen Resultate der Studie von Kohn und Missong im Hinblick auf die Fragestellung der vorliegenden Arbeit.

I. Theorie Quadratischer Ausgabensysteme

1. Spezifikation und Parametrisierung

Das Quadratische Ausgabensystem QES von Howe et al. (1979) kann als quadratische Erweiterung des Linearen Ausgabensystem LES verstanden werden. Für die n Gütermengen q_k , $k = 1, \dots, n$, erhält man das LES aus der Maximierung der Klein-Rubin-Nutzenfunktion

$$(121) \quad u = \prod_{k=1}^n (q_k - b_k)^{a_k}$$

$$\text{mit} \quad \sum_{k=1}^n a_k = 1, \quad a_k > 0, \quad q_k > b_k \quad \forall k = 1, \dots, n,$$

deren Parameter b_k als Mindestmengen interpretiert werden können. $\sum_k p_k b_k$ sind die zugehörigen Mindestausgaben, während μ weiterhin die Gesamtausgaben bezeichnet. Die Nutzenfunktion konvergiert bei $q_k \rightarrow b_k$ für alle $k = 1, \dots, n$ bzw. $\sum_k p_k b_k \rightarrow \mu$ gegen eine untere Schranke; diese Eigenschaft gilt auch für beliebige streng monoton steigende Transformationen von u . Maximierung von (121) unter Beachtung der Budgetbeschränkung führt zu den Nachfragen

$$(122) \quad v_i = p_i q_i = p_i b_i + a_i \left(\mu - \sum_k p_k b_k \right) \quad \forall i = 1, \dots, n \quad ,$$

welche lineare Engelkurven mit konstanten marginalen Budgetanteilen a_i implizieren. Die indirekte Nutzenfunktion des LES kann dargestellt werden als

$$(123) \quad V = - \frac{\prod p_k^{a_k}}{\mu - \sum p_k b_k}$$

Folglich ergibt sich (122) alternativ durch Anwendung von Roys Identität auf (123).

Quadratische Ausgabensysteme lassen sich ableiten, wenn die indirekte Nutzenfunktion des LES gemäß

$$(124) \quad V = - \frac{\prod p_k^{a_k}}{y - \sum p_k b_k} - \frac{\phi(p)}{\prod p_k^{a_k}}$$

erweitert wird, wobei $\phi(p)$ eine linear homogene Funktion der Preise darstellt. Für die empirische Anwendung ist es zweckmäßig, $\phi(p) = \sum p_k c_k$ zu setzen.¹ Roys Identität führt dann zu den Nachfragefunktionen

$$(125) \quad v_i = p_i b_i + a_i (\mu - \sum p_k b_k) + (p_i c_i - a_i \sum p_k c_k) \prod p_k^{-2a_k} (\mu - \sum p_k b_k)^2, \quad \sum a_k = 1 \quad .$$

Betrachtet man ein einzelnes Preisregime, hält also die Preise konstant, so reduzieren sich diese Nachfragen zu Engelkurven, die quadratisch im Einkommen bzw. den Gesamtausgaben μ sind. Das LES ist im QES genestet und folgt aus der Restriktion $c_k = 0$ für alle $k = 1, \dots, n$. Die

¹ Eine alternative Spezifikation für $\phi(p)$, die in Pollak/Wales (1978) Anwendung fand, wird von beiden Autoren später zugunsten von $\phi(p) = \sum p_k c_k$ verworfen, vgl. Pollak/Wales (1978), S. 144.

Parameter c_i und die Parameter a_i besitzen keine direkte ökonomische Bedeutung. Insbesondere stellen die a_i nicht, wie im LES, marginale Budgetanteile dar. Diese mangelnde inhaltliche Interpretierbarkeit der Koeffizienten lässt es zweckmäßig erscheinen, im Rahmen der folgenden empirischen Untersuchung nicht die einzelnen Schätzparameter, sondern stets zentrale, ökonomisch bedeutungsvolle Kenngrößen des Modells auszuweisen.

Zum einen bietet sich hierzu die Summe der Mindestausgaben $\sum p_k b_k$ an. Pollak und Wales (1978), S. 349, weisen darauf hin, dass eine Interpretation dieser Größe als effektive Minimum-Ausgaben kritisch ist. Formal entbehrt die Deutung von $\sum p_k b_k$ als Mindestausgaben im Gegensatz zur Interpretation der entsprechenden Größe in Linearen Ausgabensystemen einer stringenten Grundlage: Im Linearen Ausgabensystem ergab sich die Forderung $q_i > b_i$ aus der Definition der Klein-Rubin-Nutzenfunktion, und die Interpretation der b_i als Mindestmengen ist naheliegend. Anders als im LES besitzt die direkte Nutzenfunktion des QES keine Darstellung in geschlossener Form, eine Interpretation der Parameter b_i ist damit nicht unmittelbar gegeben. Formal stellen die b_i jedoch Verschiebungsparameter im Sinne einer *Demographischen Verschiebung* des Nachfragesystems dar, für die eine Interpretation als Mindestausgaben generell statthaft ist, vgl. Lewbel (1997), S. 188 und die Argumentation in Abschnitt C.II. Begreift man ferner das QES als Verallgemeinerung des LES, gibt $\sum p_k b_k$ zumindest an, in welche Richtung die im LES ermittelten Mindestausgaben modifiziert werden müssen, wenn man quadratische Einkommensterme in den Engelkurven zulässt. Insofern ist ein Vergleich der im QES für die verschiedenen Haushaltstypen ermittelten Mindestausgaben sowie der Relationen dieser Ausgaben zueinander mit den für die Bundesrepublik aus Linearen Ausgabensystemen berechneten Mindestausgaben und Äquivalenzrelationen von vorrangigem Interesse.

Zum anderen sind die marginalen Budgetanteile $\varsigma_i(p, \mu) = \partial x_i(p, \mu) / \partial \mu$ Kenngrößen, die einerseits Schätzparameter aus allen Modellgleichungen zusammenfassen und andererseits ökonomisch interpretiert werden können. Die marginalen Budgetanteile des QES lauten

$$(126) \quad \varsigma_i = a_i + 2 \left(p_i c_i - a_i \sum_{k=1}^n p_k c_k \right) \prod_{k=1}^n p_k^{-2a_k} \left(\mu - \sum_{k=1}^n p_k b_k \right).$$

Für $c_i = 0$, $i = 1, \dots, n$, erhält man aus (126) offensichtlich die konstanten marginalen Budgetanteile des LES, $\varsigma_i = a_i$.

Einkommens- und Preiselastizitäten sind weitere wichtige Kenngrößen eines jeden Nachfragesystems. Anhand der Einkommenselastizitäten² $\eta_{\mu}^i = \partial q_i / \partial \mu \cdot \mu / q_i$ können die Güter als Luxus- ($\eta_{\mu}^i > 1$), Notwendigkeits- ($0 \leq \eta_{\mu}^i \leq 1$) oder inferiore Güter ($\eta_{\mu}^i < 0$) eingestuft werden. Im QES ergeben sich die Einkommenselastizitäten zu

$$(127) \quad \eta_{\mu}^i = \frac{\mu}{q_i} \left[\frac{a_i}{p_i} + 2 \left(c_i - \frac{a_i}{p_i} \sum_{k=1}^n p_k c_k \right) \prod_{k=1}^n p_k^{-2a_k} \left(\mu - \sum_{k=1}^n p_k b_k \right) \right].$$

Da in der anschließenden Schätzung nur zwei Querschnitte, d. h. Daten aus nur zwei Preisregimen verarbeitet werden, beschränkt sich die Analyse haushaltsspezifischer Preisreaktionen im Folgenden auf die Betrachtung der Eigenpreiselastizitäten $\eta_p^i = \eta_{p_i}^i = \partial q_i / \partial p_i \cdot p_i / q_i$. Diese lauten im QES³

$$(128) \quad \begin{aligned} \eta_p^i &= \frac{-1}{p_i q_i} \left[a_i \left(\mu - \sum_{k=1}^n p_k b_k \right) + p_i a_i b_i \right. \\ &\quad - \left(a_i \sum_{k=1}^n p_k c_k - p_i a_i c_i \right) \prod_{k=1}^n p_k^{-2a_k} \left(\mu - \sum_{k=1}^n p_k b_k \right)^2 \\ &\quad - 2 \left(a_i \sum_{k=1}^n p_k c_k - p_i c_i \right) \prod_{k=1}^n p_k^{-2a_k} \left(\mu - \sum_{k=1}^n p_k b_k \right) \\ &\quad \left. \times \left(a_i \left(\mu - \sum_{k=1}^n p_k b_k \right) + p_i b_i \right) \right]. \end{aligned}$$

Für eine Modellvalidierung sind ferner die kompensierten Preiselastizitäten von Bedeutung. Während die direkten Preiselastizitäten die beobachtbare Reaktion im Verbrauchsverhalten der Haushalte auf relative Preisänderungen quantifizieren, messen die kompensierten Preiselastizitäten $\tilde{\eta}_p^i(p, \mu)$, wie sich der Verbrauch des Haushalts bzgl. des Gutes i ändern würde, wenn sich der Preis p_i erhöht und es dem Haushalt durch eine gleichzeitige Einkommenserhöhung ermöglicht würde, den ursprünglichen

² Streng genommen handelt es sich um Gesamtausgabenelastizitäten. Da diese Elastizitäten in der Literatur jedoch – sachlich unzutreffend – zumeist mit dem prägnanten Begriff der Einkommenselastizität belegt werden, wird an dieser Stelle dem etwas laxen Sprachgebrauch gefolgt.

³ Die Formel der Preiselastizitäten im QES findet sich in der Literatur bei *Barnes/Gillingham* (1984), S. 598, enthält dort jedoch zwei offensichtliche Tippfehler.

Lebensstandard bzw. das ursprüngliche Nutzenniveau aufrecht zu erhalten. Infolge der Konkavität der Nutzenfunktion muss für jedes integrierbare Nachfragesystem die sog. Slutsky-Matrix der kompensierten Preiseffekte negativ semidefinit sein. Diese Forderung impliziert negative kompensierte Preiselastizitäten für alle Güter: Wird die Preiserhöhung durch eine Einkommenserhöhung gerade aufgefangen, so darf von dem teurer gewordenen Gut nicht mehr konsumiert werden als zuvor. Diese Bedingung wird als Krümmungsbedingung oder Negativitätsbedingung bezeichnet (vgl. Abschnitt A.III.); sie lässt sich auf Basis der geschätzten kompensierten Preiselastizitäten empirisch überprüfen. Kompensierte Preiselastizitäten $\tilde{\eta}_p^i$ sind allgemein definiert als

$$\begin{aligned}
 \tilde{\eta}_p^i(p, \mu) &= \frac{\partial h_i(p, V(p, \mu))}{\partial p_i} \frac{p_i}{h_i(p, V(p, \mu))} \\
 (129) \quad &= \left(\frac{\partial q_i(p, \mu)}{\partial p_i} + q_i(p, \mu) \frac{\partial q_i(p, \mu)}{\partial \mu} \right) \frac{p_i}{h_i(p, V(p, \mu))},
 \end{aligned}$$

mit $h_i(\cdot)$ als kompensierten Hicks-Nachfragen. Im QES lauten diese Elastizitäten

$$\begin{aligned}
 \tilde{\eta}_p^i &= \frac{a_i q_i}{p_i} (a_i - 1) \left(\mu - \sum_{k=1}^n p_k b_k \right) \\
 &+ \frac{a_i}{p_i^2} (1 - a_i) \left(\sum_{k=1}^n p_k c_k \right) \prod_{k=1}^n p_k^{-2a_k} \left(\mu - \sum_{k=1}^n p_k b_k \right)^2 \\
 (130) \quad &+ 2 \left(c_i - \frac{a_i}{p_i} \sum_{k=1}^n p_k c_k \right)^2 \prod_{k=1}^n p_k^{-4a_k} \left(\mu - \sum_{k=1}^n p_k b_k \right)^3.
 \end{aligned}$$

2. Identifikation

Auch wenn zur Identifikation der strukturellen Parameter des LES und des QES theoretisch zwei Querschnitte ausreichen, ist bei diesem Mindestmaß an Preisvariation typischerweise keine besonders zuverlässige Schätzung der Modellkoeffizienten zu erwarten. Plastisch ausgedrückt ist die Likelihoodfunktion für diese Daten „flach“, im Zuge ihrer Maximierung ist daher mit Konvergenzproblemen zu rechnen. Aus diesem Grund wird bei der Schätzung Linearer Ausgabensysteme, wenn sehr wenige Querschnitte von Haushaltsdaten vorliegen, regelmäßig auf die simultane Betrachtung verschiedener Preiskonstellationen verzichtet und zur Identifikation des Systems auf die Setzung von a priori Restriktionen bezüglich

der Strukturparameter ausgewichen. Dieses Vorgehen ist möglich, weil sich die Parameter des LES ökonomisch interpretieren lassen. Das populärste Verfahren ist hier die Analyse des Erweiterten Linearen Ausgabensystems (extended linear expenditure system, ELES, Lluch (1973)), welches die Ersparnis als eigenständige „Gütergruppe“ mit einem Mindestverbrauch bzw. Mindestausgaben von null unterstellt. Diese Annahme bezüglich der Mindestersparnis liefert die Restriktion, die eine Schätzung des ELES ohne Beobachtungen bzgl. der Preise, d. h. allein anhand *eines* Querschnitts von Haushaltsbudgetdaten ermöglicht.

Im Quadratischen Ausgabensystem versagt eine solche Identifikationsstrategie, da sich die Strukturparameter einer ökonomischen Interpretation entziehen. Ding und Hadri (1996) schlagen ein alternatives Verfahren vor, das durch a priori Restriktionen eine Schätzung des QES unter Verwendung linearer Schätzverfahren und damit ein Umgehen der Likelihood-Schätzung möglich macht. Die Restriktionen beziehen sich dabei allerdings nicht auf einzelne Koeffizienten, sondern auf den Ausschluss bestimmter Beobachtungen im Zuge der Schätzung. Dieses Verfahren ließe sich auch im LES anwenden. Da die Vorgehensweise im LES anschaulich darzustellen ist, wird die in Ding und Hadri (1996) nur knapp dargestellte Methodik im Folgenden zunächst für das Lineare Ausgabensystem erläutert. Die Verallgemeinerung für das QES ist dann offensichtlich, und die Freiheitsgrade bei der Wahl der Restriktionen treten deutlich zutage.

a) Lineares Ausgabensystem

Die Nachfragegleichungen des LES lauten

$$(131) \quad p_i q_i = p_i b_i - a_i (\mu - \sum p_k b_k), \quad i = 1, \dots, n, \quad \sum_{k=1}^n a_k = 1.$$

Wenn die Preise für alle Konsumenten identisch sind, was bei der Betrachtung von einem zu einem Zeitpunkt erhobenen Querschnitt von Haushaltsbudgetdaten beim Fehlen regionaler Preisvariation der Fall ist, reduzieren sich diese Nachfragen zu linearen Engelkurven:

$$(132) \quad v_i = p_i q_i = \theta_{1i} + \theta_{2i} \mu \quad \text{mit} \quad \theta_{1i} = p_i b_i - a_i \sum p_k b_k, \quad \theta_{2i} = a_i.$$

Diese Engelkurven stellen die reduzierte Form des LES dar. Zur Schätzung werden sie um einen additiven Störterm ϵ_i ergänzt. Wegen der Summationsbedingung wird dabei die n -te Gleichung des Systems gestrichen,

und das verbleibende Schätzsystem ist unteridentifiziert vom Grade eins: Die Steigungskoeffizienten θ_{2i} für $i = 1, \dots, n - 1$ liefern unmittelbar Schätzwerte für die Strukturparameter a_i , und ein Schätzer für a_n resultiert aus $\sum a_k = 1$. Die $n - 1$ Absolutglieder in (132) identifizieren jedoch nicht alle n Koeffizienten b_i . Eine Identifikation des Systems kann jedoch leicht gewährleistet werden, wenn einer der Parameter b_i auf einen vorgegebenen Wert restringiert wird. Da die b_i als Mindestausgaben interpretiert werden können, ist es eine (bereits mehrfach angesprochene) Möglichkeit, die Ersparnis als n -tes Gut zu definieren,⁴ und für dieses „Gut“ einen Mindestverbrauch von null, d. h. $b_n = 0$, zu unterstellen. Dies ist die Annahme, die dem ELES (Lluch (1973), Howe (1975)) zugrundeliegt. Das ELES ist in empirischen Anwendungen populär, da es eine Schätzung sämtlicher Strukturparameter anhand der Daten nur eines Querschnitts mit Hilfe linearer Schätzverfahren erlaubt.⁵

Die Restriktion $b_n = 0$ ist jedoch willkürlich gewählt und lässt sich nicht anhand statistischer Testverfahren überprüfen. Außerdem ist auch die Kategorisierung der Ersparnis als reguläre Gütergruppe fragwürdig. Für eine angemessene Modellierung müsste dem intertemporalen Aspekt der Konsum-/Sparentscheidung Rechnung getragen werden, was anhand eines einzigen Querschnitts von Haushaltsbudgetdaten nicht befriedigend möglich ist. Nicht zuletzt diese Kritik motiviert die Suche nach alternativen Identifikationsstrategien. Mit Daten aus zwei Preisregimen ist eine Identifikation aller Strukturparameter des LES ohne den Rückgriff auf Parameterrestriktionen möglich, vgl. Pollak und Wales (1980). Genau betrachtet reicht es schon aus, das System der $n - 1$ reduzierten Form Gleichungen (132) für ein Preisregime zu schätzen und aus dem zweiten Regime lediglich die linearen Engelkurven zweier Güter, beispielsweise m und g , heranzuziehen. Diese Engelkurven lauten

$$(133) \quad p_g q_g = \theta_{1g} + \theta_{2g} \mu \quad \text{und}$$

$$(134) \quad p_m q_m = \theta_{1m} + \theta_{2m} \mu$$

Löst man (134) nach μ auf und substituiert diesen Ausdruck in (133), so erhält man unter Beachtung der in (132) gegebenen Definitionen für θ_{ji} eine linear steigende Beziehung zwischen q_g und q_m :

⁴ Entsprechend stellt dann μ das verfügbare Einkommen, d. h. Gesamtausgaben zuzüglich der Ersparnis, dar.

⁵ Für $b_n = 0$ besteht zwischen den übrigen Mindestausgaben und den Koeffizienten der reduzierten Form folgende Beziehung: $b_i p_i = \theta_{1i} - \theta_{2i} \frac{\sum_{k=1}^{n-1} \theta_{1k}}{1 - \sum_{k=1}^{n-1} \theta_{2k}}$.

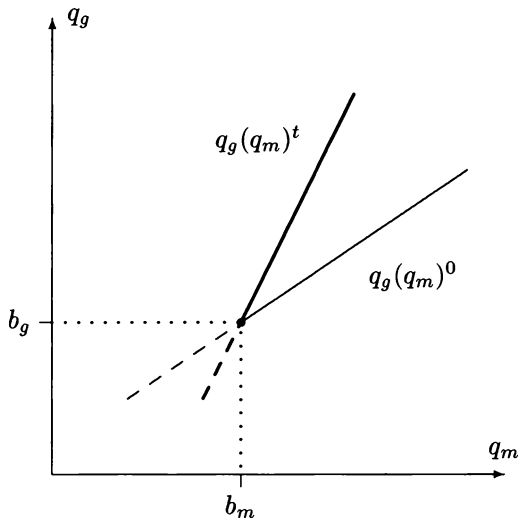


Abbildung 26: Identifikation im Linearen Ausgabensystem

$$(135) \quad q_g = b_g + \frac{a_g}{a_m} \frac{p_m}{p_g} (q_m - b_m)$$

Betrachtet man nun zwei Preisregime $\tau = 0, t$ mit $p^0 \neq p^t$, so erhält man durch Einsetzen von p_g^0 und p_m^0 für p_g und p_m in (135) in der ersten und p_g^t und p_m^t in der zweiten Periode zwei lineare Funktionen mit unterschiedlichen Steigungskoeffizienten. Wie leicht zu zeigen ist, definiert der Schnittpunkt dieser Geraden eindeutig den Punkt (b_m, b_g) . Graphisch ist dieser Fall in Abbildung 26 demonstriert. Die gestrichelten Geradenabschnitte repräsentieren Güterkombinationen, die wegen $b_i > q_i$ annahmegemäß ausgeschlossen sind, vgl. (121).

Wenn b_m und b_g auf diese Weise bestimmt sind, können alle weiteren strukturellen Parameter exakt aus den $2(n-1)$ Koeffizienten der reduzierten Form θ_{1i} und θ_{2i} , $i = 1, \dots, n-1$, geschätzt für eines der beiden Preisregime, bestimmt werden. Da dieses Vorgehen eine anschauliche Einführung in das Identifikationsproblem des QES bietet, erscheint es sinnvoll, die formale Rückrechnung näher zu betrachten:

Die linearen Engelkurven (132) des LES seien in Periode $\tau = t$ für $(n-1)$ Gütergruppen und in $\tau = 0$ für die beiden Güter g und m geschätzt. θ_{ji}^τ , $j = 1, 2$ bezeichne die Parameter der reduzierten Form in den Perioden $\tau = 0, t$ für die Gütergruppen $i = g, m$, so dass aus (132) beispielsweise $\theta_{1g}^0 = p_g^0 b_g - a_g \sum p_k^0 b_k$ folgt. Die Identifikation anhand der beiden

Restriktionen beruht auf der Annahme zeitlich konstanter Mindestmengen: $b_g^0 = b_g^t = b_g$ und $b_m^0 = b_m^t = b_m$.⁶

Die Identifikation aller Parameter geschieht dann folgendermaßen: Für die vier Absolutglieder θ_{1i}^τ , $\tau = 0, t$, $i = g, m$ erhält man das lineare Gleichungssystem

$$(136) \quad \begin{pmatrix} \theta_{1g}^0 \\ \theta_{1g}^t \\ \theta_{1m}^0 \\ \theta_{1m}^t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p_g^0 & 0 & -\theta_{2g}^0 & 0 \\ p_g^t & 0 & 0 & -\theta_{2g}^t \\ 0 & p_m^0 & -\theta_{2m}^0 & 0 \\ 0 & p_m^t & 0 & -\theta_{2m}^t \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b_g \\ b_m \\ \sum_{k=1}^n p_k^0 b_k^0 \\ \sum_{k=1}^n p_k^t b_k^t \end{pmatrix}.$$

Löst man dieses nach b_g , b_m , $\sum_{k=1}^n p_k^0 b_k^0$ und $\sum_{k=1}^n p_k^t b_k^t$, so können diese Werte geschätzt werden, indem die Koeffizienten θ_{ji}^τ durch die jeweiligen Schätzwerte $\hat{\theta}_{ji}^\tau$ ersetzt werden:

$$(137) \quad \begin{pmatrix} \hat{b}_g \\ \hat{b}_m \\ \sum_{k=1}^n \hat{p}_k^0 \hat{b}_k^0 \\ \sum_{k=1}^n \hat{p}_k^t \hat{b}_k^t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{p}_g^0 & 0 & -\hat{\theta}_{2g}^0 & 0 \\ \hat{p}_g^t & 0 & 0 & -\hat{\theta}_{2g}^t \\ 0 & \hat{p}_m^0 & -\hat{\theta}_{2m}^0 & 0 \\ 0 & \hat{p}_m^t & 0 & -\hat{\theta}_{2m}^t \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \hat{\theta}_{1g}^0 \\ \hat{\theta}_{1g}^t \\ \hat{\theta}_{1m}^0 \\ \hat{\theta}_{1m}^t \end{pmatrix}.$$

Die Schätzung der marginalen Budgetanteile gemäß $\hat{a}_i = \hat{\theta}_{2i}^t$ für $i = 1, \dots, n-1$ ist offensichtlich, und der verbleibende Schätzwert $\hat{a}_n = 1 - \sum_{i=1}^{n-1} \hat{a}_i$ folgt aus der Summationsbedingung. Unter Verwendung von $\sum_{k=1}^n \hat{p}_k^t \hat{b}_k^t$ gemäß (137) erhält man $\hat{b}_i = (\hat{\theta}_{1i}^t + \hat{a}_i \sum_{k=1}^n \hat{p}_k^t \hat{b}_k^t) / \hat{p}_i^t$ für $i = 1, \dots, n-1$ und schließlich $\hat{b}_n = (\sum_{k=1}^n \hat{p}_k^t \hat{b}_k^t - \sum_{k=1}^{n-1} \hat{p}_k^t \hat{b}_k^t) / \hat{p}_n^t$.

b) Quadratisches Ausgabensystem

Das in (125) definierte QES ist charakterisiert durch quadratische Engelkurven, deren Parameter θ_{ji} , $j = 1, 2, 3$ Funktionen der Güterpreise p^τ sind:

⁶ Die scheinbar analoge Restriktion $\theta_{2i}^0 = \theta_{2i}^t (= a_i)$ wird aus zwei Gründen nicht verwendet: Zum einen sind die marginalen Budgetanteile a_i wegen der Summationsbedingung $\sum a_k = 1$ bereits aus der Engelkurvenschätzung einer einzelnen Periode identifizierbar. Zum anderen erfordert $\hat{\theta}_{2i}^0 = \hat{\theta}_{2i}^t$ eine restringierte Schätzung. Grundsätzlich würde dies die Identifikationsprozedur nicht ändern, in (137) müssten die $\hat{\theta}_{2i}^\tau$ durch ihre restringierten Gegenstücke ersetzt werden.

$$(138) \quad x_i = \theta_{1i}^\tau + \theta_{2i}^\tau \mu + \theta_{3i}^\tau \mu^2$$

mit

$$(139) \quad \theta_{1i}^\tau = p_i^\tau b_i - a_i \sum_{k=1}^n p_k^\tau b_k + \theta_{3i}^\tau \left(\sum_{k=1}^n p_k^\tau b_k \right)^2,$$

$$(140) \quad \theta_{2i}^\tau = a_i - 2\theta_{3i}^\tau \sum_{k=1}^n p_k^\tau b_k$$

und

$$(141) \quad \theta_{3i}^\tau = \left(p_i^\tau c_i - a_i \sum_{k=1}^n p_k^\tau c_k \right) \prod_{k=1}^n (p_k^\tau)^{-2a_k}$$

Bei der Betrachtung einer Periode τ ist das QES unteridentifiziert vom Grade zwei: Streicht man aufgrund der Summationsbedingung eine Gleichung des Systems, so können aus den $3(n-1)$ Engelkurvenparametern nicht alle $3n$ Strukturkoeffizienten a_i, b_i, c_i identifiziert werden. Zusätzlich zu $\sum_k a_k = 1$ sind zwei weitere Restriktionen erforderlich. Da die Strukturparameter z.T. einer ökonomischen Interpretation entbehren, ist eine ad hoc Identifikation durch Setzung (nicht testbarer) Parameterrestriktionen wie im ELES kaum zu rechtfertigen. Haushaltsbudgetdaten aus zwei Perioden (zwei Preisregimes) reichen jedoch aus, um alle QES Parameter im Rahmen einer nichtlinearen Maximum Likelihood Schätzung eindeutig bestimmen zu können, vgl. Pollak und Wales (1978). Ding und Hadri (1996) schlagen demgegenüber vor, das QES durch die lineare Schätzung zweier unrestringierter Systeme quadratischer Engelkurven (138) für die beiden Perioden $\tau = 0, t$ zu identifizieren. Die Anwendung linearer Schätzverfahren ist dabei nur möglich, wenn das System exakt identifiziert ist, d. h. wenn die Daten der zweiten verwendeten Periode gerade zwei zusätzliche Restriktionen liefern. Daher verwenden Ding und Hadri zusätzlich zu den $n-1$ quadratischen Engelkurven der einen Periode lediglich Daten zweier Gütergruppen zur Schätzung der zugehörigen beiden Engelkurven in der anderen Periode. Implizit stellt dieses Vorgehen eine direkte Erweiterung der oben geschilderten Identifikationsstrategie im LES dar:

Angenommen, das System von $n-1$ QES-Engelkurven wurde für Periode t geschätzt, und für die Güter g und m liegen zusätzliche Schätzungen bezüglich der Periode 0 vor. Dann führt die Annahme zeitlich konstanter Koeffizienten a_g und a_m , d. h. $a_g^0 = a_g^t = a_g$ und $a_m^0 = a_m^t = a_m$ unter Beachtung der gemäß (140) offensichtlichen Ähnlichkeit der jeweiligen Definitionen für θ_{2i} im QES und für θ_{1i} im LES zu dem Gleichungssystem

$$(142) \quad \begin{pmatrix} \theta_{2g}^1 \\ \theta_{2g}^2 \\ \theta_{2m}^1 \\ \theta_{2m}^2 \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & -2\theta_{3g}^0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & -2\theta_{3g}^t \\ 0 & 1 & -2\theta_{3m}^0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & -2\theta_{3m}^t \end{bmatrix} \begin{pmatrix} a_g \\ a_m \\ \sum_{k=1}^n p_k^0 b_k^0 \\ \sum_{k=1}^n p_k^t b_k^t \end{pmatrix},$$

vgl. (136) im LES. Löst man (142) nach a_g , a_m , $\sum_{k=1}^n p_k^0 b_k^0$ und $\sum_{k=1}^n p_k^t b_k^t$, so erhält man die zugehörigen Schätzwerte, indem man analog zu (137) θ_{ji}^τ durch die Schätzer $\hat{\theta}_{ji}^\tau$, $\tau = 0, t$, $j = g, m$, ersetzt. Mit $\widehat{\sum_{k=1}^n p_k^t b_k^t}$ können die verbleibenden a_i -Parameter anhand (140) und $\sum a_k = 1$ ermittelt werden. Unter Verwendung von $\hat{a}_i$ in (139) lassen sich dann die $n - 1$ Parameter b_i schätzen, $\hat{b}_n$ folgt schließlich aus $\widehat{\sum_{k=1}^n p_k^t b_k^t}$.

Die Identifikation der c_i gestaltet sich wie folgt, wobei zur Vereinfachung der Notation

$$(143) \quad \tilde{\theta}_{3i}^\tau = \frac{\theta_{3i}^\tau}{\prod_{k=1}^n (p_k^\tau)^{-2a_k^\tau}} \quad \forall \quad i = 1, \dots, n-1, \quad \tau = 0, t,$$

definiert wird. Für $i = 1, \dots, n-1$ lassen sich die Werte $\tilde{\theta}_{3i}^\tau$ berechnen, indem die unbekannten Parameter auf der rechten Seite von (143) durch ihre jeweiligen Schätzer ersetzt werden. Wiederum liefert die Annahme der zeitlichen Konstanz der Parameter die identifizierenden Restriktionen: Mit $c_g^0 = c_g^t = c_g$ und $c_m^0 = c_m^t = a_m$ sowie (143)⁷ lässt sich (141) darstellen als

$$(144) \quad \begin{pmatrix} \tilde{\theta}_{3g}^0 \\ \tilde{\theta}_{3g}^t \\ \tilde{\theta}_{3m}^0 \\ \tilde{\theta}_{3m}^t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} p_g^0 & 0 & -a_g & 0 \\ p_g^t & 0 & 0 & -a_g \\ 0 & p_m^0 & -a_m & 0 \\ 0 & p_m^t & 0 & -a_m \end{bmatrix} \begin{pmatrix} c_g \\ c_m \\ \sum_{k=1}^n p_k^0 c_k^0 \\ \sum_{k=1}^n p_k^t c_k^t \end{pmatrix}$$

und kann auf dem gleichen Weg wie (142) gelöst werden; Ergebnis ist die Identifikation der c_i , $i = 1, \dots, n$.

⁷ Das Argument ist nicht auf die Verwendung der Güter g und m beschränkt, die zuvor in (142) zur Identifikation der Koeffizienten a_i und b_i herangezogen wurden. Im folgenden Schritt könnte auch ein beliebiges anderes Güterpaar verwendet werden, für das Engelkurvenschätzungen in 0 und t vorliegen.

II. Schätzung Quadratischer Ausgabensysteme für Deutschland

1. Daten und stochastische Spezifikation

a) Haushaltstypen und Gütergruppen

Für die Schätzung des QES konnte – neben den im Rahmen der vorliegenden Studie verwendeten Daten der EVS 1993 – auf eine 80%-Teilstichprobe der EVS von 1988 zurückgegriffen werden. Es handelt sich dabei um die Daten, die den Berechnungen von Missong und Stryck (1998) zugrunde liegen. Infolge der in der EVS 1988 gegenüber der EVS 1993 abweichenden Altersdefinition der Haushaltsmitglieder wird eine Modifikation der Haushaltstyp-Definition erforderlich. Zum einen werden im Folgenden Kinder bis zu einem Alter von (einschließlich) 18 Jahren berücksichtigt.⁸ Zum anderen erfolgt bezüglich der Erwachsenen zunächst keine Beschränkung der Altersvariable. Dadurch wird ein direkter Vergleich der Ergebnisse mit den Resultaten in Missong und Stryck (1998) ermöglicht, wo eine auf eine nach dem Alter erwachsener Haushaltsmitglieder differenzierte Betrachtung ebenfalls unterblieb. Im Rahmen von Modellerweiterungen (Abschnitt E.II.3.) wird jedoch eine Altersgliederung auch der Erwachsenen aufgegriffen.

Bezüglich der Differenzierung der Gesamtausgaben hinsichtlich einzelner Gütergruppen ergeben sich ebenfalls Modifikationen gegenüber der bisherigen empirischen Analyse in den vorangegangenen Kapiteln. Wegen des Rückgriffs auf die Daten der EVS 1988 beschränkt sich die Untersuchung notwendigerweise auf das frühere Bundesgebiet. Dadurch können nun auch die Ausgaben für „Wohnen“ explizit berücksichtigt werden. Ausgaben für diese Gütergruppe umfassen Mietaufwendungen bzw. das in der EVS ausgewiesene Mietäquivalent für selbstgenutztes Wohneigentum und die Ausgaben für Haushaltsenergie. Für die übrigen sechs Gütergruppen wird die Definition der vorangehenden Analyse beibehalten. Zur Bestimmung der Preise (Preisindizes) für die so definierten Gütergruppen wird auf die Preisangaben des Statistischen Bundesamts für die Gütergruppen

⁸ Im hier verwendeten Datensatz liegt für 1988 das Alter der Haushaltsangehörigen lediglich in klassierter Form vor. Bis zum Alter von 18 Jahren umfassen diese Klassen jeweils ein Intervall von drei Jahren. Alternativ hätte damit als Altersgrenze, bis zu der Kinder berücksichtigt werden, bei einschließlich 15 Jahren gesetzt werden können. Aus Gründen der besseren Vergleichbarkeit zur Analyse der vorangehenden Kapitel sowie zu der im deutschen Sozialhilfesystem verwendeten Altersstaffelungen (Tab. 25) wurde als Obergrenze „18 Jahre“ gewählt.

Tabelle 19
Preise der Gütergruppen 1988 und 1993

Bezeichnung	p_{1988}	p_{1993}
1 NAHRUNG	0,8776	1,0
2 KLEIDUNG	0,8961	1,0
3 PFLEGE	0,8691	1,0
4 BILDUNG	0,8939	1,0
5 MOBILITÄT	0,8157	1,0
6 WOHNEN	0,8189	1,0
7 SONSTIGES	0,8502	1,0

Berechnung auf Basis der in Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1998), S. 397, ausgewiesenen Preisindizes.

des privaten Verbrauchs zurückgegriffen, wie sie beispielsweise im Jahresgutachten des Sachverständigenrats zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1998), S. 397 wiedergegeben sind. Tabelle 19 enthält die daraus berechneten Preise der hier betrachteten Gütergruppen unter Normierung des jeweiligen Wertes im Jahr 1993. Deskriptive Statistiken zu den im Folgenden verwendeten Daten sind Tabelle 20 zu entnehmen.

b) Stochastische Spezifikation der Schätzgleichungen

Bezeichnet man die Anzahl der Haushalte mit H und die Anzahl der betrachteten Gütergruppen mit n , so lauten die um den additiven Störterm ϵ erweiterten Nachfragegleichungen eines beliebigen Nachfragesystems

$$(145) \quad v_{ih} = p_i q_{ih} = g_i(p, \mu_h) + \epsilon_{ih} \quad i = 1, \dots, n, \quad h = 1, \dots, H$$

$g_i(\cdot)$ repräsentiert dabei den aus der Nachfragetheorie abgeleiteten Zusammenhang zwischen den Preisen (zusammengefasst im Preisvektor p), dem Haushaltseinkommen (μ_h) und der Nachfrage⁹. Übliche Annahmen bezüglich der Störgröße in empirischen Nachfragesystemen sind die Normalverteilung mit Mittelwert null und über die Haushalte konstanter, über die Gütergruppen jedoch variierender Varianz: $\epsilon_{ih} \sim N(0, \sigma_i^2)$ für alle $h = 1, \dots, H$, und $i = 1, \dots, n$.

⁹ Im QES entspricht $g_i(\cdot)$ der auf der rechten Seite von (125) wiedergegebenen Funktion.

Tabelle 20
**Haushaltstypen, Fallzahlen und Ausgabenstatistiken zur Schätzung
des Quadratischen Ausgabensystems**

Typ	Beschreibung (Alter der Kinder: 0-18 Jahre)	Fallzahlen		Gesamtausgaben 1993 (Jahresbetrag in DM)			
		EVS 1988	EVS 1993	Mittel	Std. abw.	Erstes Quartil	Drittes Quartil
A0	Alleinlebend	7814	7280	31397	16277	20616	37709
A1	Alleinerziehend mit 1 Kind	640	574	37444	16353	26131	44229
P0	Ehepaar ohne Kinder	11193	8040	52990	23983	36125	63882
P1	Ehepaar mit 1 Kind	5382	3057	56373	23298	39989	67865
P2	Ehepaar mit 2 Kindern	6503	3972	61332	24545	44210	73241
P3	Ehepaar mit 3 Kindern	1847	1821	64120	24200	47306	76279

Ferner wird unterstellt, dass die Störgrößen unterschiedlicher Haushalte unkorreliert sind, wohingegen eine Korrelation der Fehlerterme desselben Haushalts über die Gütergruppen zugelassen wird:

$$(146) \quad E[\epsilon_{ih}\epsilon_{jh^*}] = \begin{cases} \sigma_{i,j} & h = h^* \quad \forall \quad i, j \\ 0 & h \neq h^* \quad \forall \quad i, j \end{cases}$$

mit $\sigma_{i,i} = \sigma_i^2$. Fasst man die Störgrößen in den Vektoren

$$\epsilon_i = (\epsilon_{i1}, \epsilon_{i2}, \dots, \epsilon_{iH})' \quad \text{und} \quad \epsilon = (\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_n)'$$

zusammen, dann lautet die Varianz-Kovarianz-Matrix des Systems $\Omega = E[\epsilon\epsilon']$. Wegen der Summationsbedingung $\sum_{i=1}^n x_{ih} = \mu_h$ müssen sich die haushaltsspezifischen Störgrößen über alle n Gütergruppen zu null addieren: $\sum_{i=1}^n \epsilon_{ih} = 0$ für alle $h = 1, \dots, H$. Die Varianz-Kovarianz-Matrix Ω der Fehlerterme ist damit singulär. Wenn Ω nicht invertierbar ist, wird die Anwendung von Maximum Likelihood (ML) und Kleinste Quadrate (KQ) Verfahren zur Schätzung des Systems unmöglich. Dieses Schätzproblem kann in einfacher Weise gelöst werden, indem eine Nachfragegleichung aus dem System eliminiert wird, wodurch die Invertierbarkeit der Varianz-Kovarianz-Matrix der Störterme der verbleibenden Nachfragegleichungen gewährleistet wird. Die Parameter der gestrichenen Gleichung können durch die Summationsbedingung und die allgemeinen Restriktionen des Nachfragesystems aus den Schätzkoeffizienten der betrachteten $n - 1$ Gleichungen nachträglich berechnet werden¹⁰. Barten (1969) hat gezeigt, dass die Resultate der ML-Schätzung invariant sind bezüglich der Wahl der herausgelassenen Gleichung bzw. Gütergruppe. Bei identischen Regressoren in jeder Schätzgleichung, also dem typischen Fall bei der Schätzung von Nachfragesystemen, lässt sich dieses Ergebnis auf die verallgemeinerte KQ und die durchführbare verallgemeinerte KQ-Schätzung (feasible generalized least squares estimation) übertragen, vgl. Theil (1971), S. 310.¹¹ Streicht man die n -te Nachfragegleichung aus dem System, so erhält man als Störgrößenvektor $\tilde{\epsilon} = (\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_{n-1})'$ mit $E[\tilde{\epsilon}] = 0$, einem Spaltenvektor, der $(n - 1)H$ Nullen enthält. Die (reguläre) Varianz-Kovarianz-Matrix

¹⁰ Die in Abschnitt E.I.2. ausführlich dargestellte Notwendigkeit der Berücksichtigung zusätzlicher Restriktionen zur Identifikation des LES und des QES bezog sich ausdrücklich nur auf den Spezialfall unzureichender beobachteter Preisvariation und gilt nicht allgemein für diese Systeme.

¹¹ Chavas/Segerson (1987), S. 350ff., stellen ein durchführbares verallgemeinertes KQ-Verfahren vor, das auch bei unterschiedlichen Regressoren in den Modellgleichungen invariant bezüglich der gestrichenen Gleichung ist.

der Störterme ist $E[\tilde{\epsilon}\tilde{\epsilon}'] = \tilde{\Omega} = \tilde{\Sigma} \otimes I_H$, wobei $\tilde{\Sigma}$ symmetrisch ist und durch das typische Element $[\sigma_{i,j}]$ charakterisiert wird.

Bei der Schätzung des QES anhand zweier Querschnitte von Haushaltsbudgetdaten kann nur eine geringe beobachtete Variation der Preise ausgenutzt werden. Naturgemäß wird dadurch die Schätzung zumindest bezüglich einzelner Parameter nur mäßige Genauigkeit aufweisen, es sind hohe Standardfehler der Schätzkoeffizienten zu erwarten. Bei der iterativen FIML-Schätzung ist wegen der (infolge der geringen Preisvariabilität) sehr flachen Likelihoodfunktion zudem mit Konvergenzproblemen zu rechnen. Angesichts dieser Überlegungen erscheint es um so wichtiger, dem Modell neben der parametrischen Spezifikation ein hohes Maß an Struktur bezüglich der Störterme aufzuerlegen. Während bei den Schätzungen in den vorangehenden Kapiteln einer möglichen Heteroskedastie der Störgrößen dadurch begegnet wurde, dass die Schätzgleichungen zum einen stets in Budgetanteilsform spezifiziert und zum anderen heteroskedastierobuste Schätzfehler ausgewiesen wurden, konnte für die vorliegenden Daten eine zuverlässige Schätzung des QES nur unter zusätzlichen Restriktionen erreicht werden:

Die Nachfragegleichungen bzw. die Engelkurven des QES sind gemäß (138) in Niveaus der Ausgaben und des Einkommens definiert. Erweitert man diese Gleichungen additiv um einen Störterm ϵ_i , so nimmt dessen Varianz offensichtlich mit zunehmendem Einkommen zu, eine graphische Illustration enthält Abbildung 8 auf Seite 52. Um diese Art der Heteroskedastizität aufzufangen, lässt sich das Modell in Budgetanteilsform formulieren,

$$(147) \quad w_{ih} = v_{ih}/\mu_h = \theta_{1i}/\mu_h + \theta_{2i} + \theta_{3i}\mu_h + \epsilon_{ih}/\mu_h ,$$

wie dies in den vorangehenden Abschnitten bereits getan wurde. Die Störgröße $v_{ih} = \epsilon_{ih}/\mu_h$ in (147) ist jedoch nur dann homoskedastisch, wenn die Varianz von ϵ_{ih} proportional zu μ_h^2 ist. In den vorangehenden Abschnitten wurde unterstellt, dass eine noch verbleibende Heteroskedastizität von v_{ih} durch die Berechnung und Verwendung einer heteroskedastierobusten Varianz-Kovarianzmatrix der Residuen aufgefangen wird. Dieser allgemeine Ansatz erweist sich bei der Schätzung des QES als nicht praktikabel, Konvergenzprobleme werden bei der Schätzung zur Regel. Kohn und Missong (2001) nehmen deshalb eine konkretere Modellierung der stochastischen Eigenschaften der Residuen vor. Spezifische Modelltransformationen sollen dann bewirken, dass die Störgrößen des resultierenden Schätzmodells weißes Rauschen darstellen.

Zum einen lassen sie zu, dass die Varianz der ϵ_{ih} nicht notwendigerweise proportional zum quadrierten Einkommen, sondern zu einer beliebigen Potenz von μ_h ist: $\sigma_{ih}^2 \propto \mu_h^{\rho_i}$. Diesem Umstand kann mit Hilfe eines von Park (1966), S. 888, vorgeschlagenen, zweistufigen Verfahrens Rechnung getragen werden.¹² Während in (147) implizit $\rho_i = 2$ unterstellt wird, erfolgt bei dem Verfahren von Harvey zunächst eine Schätzung der Parameter ρ_i anhand von Hilfsregressionen. Bezeichnet $\hat{\epsilon}_{ih}$ die KQ-Residuen aus $v_{ih} = \theta_{1i} + \theta_{2i}\mu_h + \theta_{3i}\mu_h^2 + \epsilon_{ih}$, so ergibt sich $\hat{\rho}_i$ als Regressionskoeffizient in $\ln(\hat{\epsilon}_{ih}^2) = \rho_i \ln \mu_h + e_{ih}$, wobei für e_{ih} weißes Rauschen angenommen wird. Mit Hilfe dieser Prozedur erhält man für die betrachteten Daten in allen sieben Gütergruppen Schätzungen für ρ_i , die zu einer Ablehnung der Hypothese $H_0 : \rho_i = 2$ mit einem marginalen Signifikanzniveau von unter einem Prozent führen. Die Punktschätzungen reichen dabei von 1,17 für „Wohnen“ bis 3,43 für „Mobilität“. Zur Bereinigung dieser Art der Heteroskedastizität werden beide Seiten der Nachfragegleichungen durch $\mu_h^{\hat{\rho}_i/2}$ dividiert und man erhält „Pseudo-Budgetanteils“-Gleichungen

$$\begin{aligned} \tilde{w}_{ih} &= v_{ih}/\mu_h^{\hat{\rho}_i/2} \\ (148) \quad &= \theta_{1i}/\mu_h^{\hat{\rho}_i/2} + \theta_{2i}/\mu_h^{1-\hat{\rho}_i/2} + \theta_{3i}\mu_h^{2-\hat{\rho}_i/2} + \epsilon_{ih}/\mu_h^{\hat{\rho}_i/2}. \end{aligned}$$

Zum anderen folgt ein Heteroskedastizitätsproblem bzgl. der Nachfragegleichungen daraus, dass die Varianz der Budgetanteile infolge der Budgetrestriktion nicht konstant sein kann. Wegen $0 \leq w_{ih} \leq 1$ kann die Varianz von Budgetanteilen um 0,5 recht groß sein, für Budgetanteile w_i , die sich den Intervallgrenzen 0 und 1 nähern, muss die Varianz jedoch bis auf null absinken. Dieses Phänomen gilt wegen $0 \leq v_{ih} \leq \mu_h$ ebenso für die Ausgaben x_{ih} und wegen $0 \leq \tilde{w}_{ih} \leq \mu_h^{1-\hat{\rho}_i/2}$ für die „Pseudo-Budgetanteile“ gemäß (148). Dieser Form der Heteroskedastie kann begegnet werden, indem man die Normalverteilungsannahme bzgl. der Störgrößen zugunsten einer beschränkten Verteilung wie beispielsweise der Dirichlet-Verteilung aufgibt, vgl. z. B. Ronning (1992).

Eine Berücksichtigung dieser spezifischen Heteroskedastizität der Störgrößen ist i. d. R. mit größeren schätztechnischen Problemen verbunden, hiervon zeugt nicht zuletzt der Titel „Share Equations in Econometrics: A Story of Repression, Frustration and Dead Ends“ des Beitrags von Ronning (1992). Bei der Analyse weit gefasster Gütergruppen in Nachfragestudien wird deshalb regelmäßig unterstellt, dass die beobachteten Budgetanteile hinlänglich weit von den Intervallgrenzen 0 und 1 entfernt sind, um die Annahme approximativ konstanter Varianzen als Arbeitshypothese aufrecht

¹² Vgl. auch Harvey (1976), S. 461.

erhalten zu können, auch die empirischen Untersuchungen in Kapitel B. und D. basieren implizit auf dieser Annahme. Bei der Analyse der hochgradig nichtlinearen strukturellen Form Quadratischer Ausgabensysteme ist es jedoch zweckmäßig, bei der Modellierung der Schätzgleichungen bzw. der Störgrößenverteilungen ein möglichst hohes Maß an Information einfließen zu lassen. Kohn und Missong (2001) greifen daher auf einen Ansatz zurück, der aus der Analyse linearer Wahrscheinlichkeitsmodelle bekannt ist, vgl. Zellner und Lee (1965), S. 387. Diese Methode lässt sich einfach am Beispiel der Budgetanteilsleichungen (147) veranschaulichen. Nimmt man an, dass die Varianz von $\nu_{ih} = \epsilon_{ih}/\mu_h$ proportional zu $w_{ih}(1 - w_{ih})$ ist, so wird dem oben beschriebenen Phänomen Rechnung getragen. Multiplikation der Modellgleichungen mit $[w_{ih}(1 - w_{ih})]^{-1/2}$ stellt dann eine homoskedastieerzeugende Transformation dar. Um ein mögliches Simultanitätsproblem, das aus der Verwendung endogener Gewichte resultieren kann, zu umgehen, sollten bei der Transformation die Budgetanteile w_{ih} in den Gewichten durch die Projektionen $\hat{w}_{ih}$ einer (ungewichteten) Vorabschätzung von (147) ersetzt werden. Bei dieser Vorabschätzung können sich eventuell negative Werte $\hat{w}_{ih}$ ergeben. In diesem Fall müssten diese Größen auf vorab definierte Schranken festgelegt werden, z. B. 0,02 für $\hat{w}_{ih} \leq 0$ und 0,98 für $\hat{w}_{ih} \geq 1$, vgl. Judge et al. (1985), S. 758. Dieser Ansatz lässt sich analog auf das gemäß (148) transformierte Modell übertragen, an die Stelle von w_{ih} und $\hat{w}_{ih}$ treten dann $\tilde{w}_{ih}$ und $\hat{\tilde{w}}_{ih}$.¹³

Um der in Kapitel B., Abschnitt B.III.2.a), festgestellten Endogenität der Gesamtausgaben Rechnung zu tragen, erfolgte wiederum eine Instrumentierung von μ_h . Infolge des weniger umfangreichen Datensatzes für 1988 konnten als Instrumente lediglich das verfügbare Einkommen, das Alter des Haushaltsvorstandes sowie beide Größen zum Quadrat herangezogen werden. Bei der linearen Schätzung wurde dabei die zweistufige KQ-Schätzung verwendet und im Rahmen der FIML-Schätzung wurde das System um eine lineare Instrumentengleichung erweitert.

2. Schätzergebnisse im Grundmodell

Sämtliche Schätzungen wurden mit Hilfe des Programmpaketes TSP, Version 4.4, durchgeführt. Als Iterationsverfahren im Rahmen der Likeli-

¹³ Auch hier ergibt sich das Problem möglicherweise negativer Schätzwerte $\hat{\tilde{w}}_{ih}$ auf der ersten Stufe des Bereinigungsverfahrens. Gemäß den oben beschriebenen Setzungen wurden deshalb für $\hat{\tilde{w}}_{ih}$ nur Werte im „inneren“ 96%-Bereich des für $\tilde{w}_{ih}$ zulässigen Intervalls erlaubt. Schätzwerte außerhalb dieses Bereichs wurden auf die 2%- bzw. 98%-Intervallgrenzen gesetzt. Diese Fixierung der Gewichte war jedoch nur in 43 Fällen, d. h. in weniger als 0,1% der Beobachtungen notwendig.

hoodschätzung bei voller Information wurde der Gauß-Newton-Algorithmus gewählt. Bei Konvergenzproblemen wurden Kontrollläufe mit alternativen in TSP verfügbaren Algorithmen auch unter Hintereinanderschaltung verschiedener Algorithmen gestartet. Die im Folgenden ausgewiesenen Ergebnisse und Standardfehler beruhen stets auf den Endergebnissen des Gauß-Newton-Algorithmus. Da die Kenngrößen des Modells stets auf Basis der geschätzten Strukturparameter basieren, können Standardfehler dieser Größen nur approximativ mit Hilfe der sog. „Delta-Methode“ berechnet werden (vgl. z. B. Deaton (1997), S. 128f.). Diese ist in TSP im Rahmen der Prozedur ANALYZE verfügbar.

a) Schätzung bei beschränkter Information

Als erstes wird das in Abschnitt E.I.2. beschriebene Verfahren der exakten Identifikation von Ding und Hadri (1996) empirisch überprüft. In diesem Ansatz können die (quadratischen) Engelkurvensysteme für die sechs Haushaltstypen getrennt im Rahmen linearer Regressionsansätze untersucht werden. Diese Schätzung bei beschränkter Information versagt jedoch, da die Schätzergebnisse extrem variieren, wenn die jeweils zugrunde gelegte Informationsmenge sich ändert. Dieser Umstand ist in Tabelle 21 illustriert, welche Schätzergebnisse bezüglich der Mindestausgaben $\sum p_k b_k$ bei unterschiedlichen Identifikationsstrategien enthält. Die Tabelle ist wie folgt zu lesen: In der ersten Spalte sind die Mindestausgaben eines (Erweiterten) Linearen Ausgabensystems für das Jahr 1993 angegeben; diese können als Referenzgröße für die QES-Mindestausgaben dienen. Die übrigen Spalten enthalten QES-Schätzungen, bei denen jeweils ein vollständiges System quadratischer Engelkurven für einen der Beobachtungszeitpunkte (wiedergegeben in der Zeile „Jahr“) und, für den anderen Beobachtungszeitpunkt, quadratische Engelkurven für zwei Gütergruppen, nämlich die beiden in der Zeile darunter angegebenen Gruppen, geschätzt wurden. „QES; 1993; 1,2“ bedeutet also, dass die Engelkurven für die Gütergruppen 1 und 2 (Nahrung und Kleidung, vgl. Tabelle 19) im Jahr 1988 verwendet wurden, um zusammen mit dem Gesamtsystem quadratischer Engelkurven in 1993 die Parameter des QES gemäß (142) und (144) zu identifizieren. Die Ergebnisse ändern sich offenbar drastisch, wenn ein anderes Gütergruppenpaar zur Identifikation herangezogen wird (Spalte (2) vs. Spalte (4)) oder wenn das Basisjahr geändert wird (Spalte (2) vs. Spalte (3)). Eine weitere Interpretation der Schätzergebnisse dieses Ansatzes verbietet sich daher.¹⁴ Es sei lediglich erwähnt, dass die Koeffizienten des quadrierten Einkommens in den linearen Schätzgleichungen gemeinsam

¹⁴ Das Versagen des Ansatzes könnte seine Ursache in der geringen Preisvariation der betrachteten Daten haben. Zuverlässigere Ergebnisse wären bei

Tabelle 21

Geschätzte Mindestausgaben im linearen Schätzansatz des QES bei alternativen Identifikationsstrategien

Spalten-Nr.		(1)	(2)	(3)	(4)
Modell		ELES	QES	QES	QES
Jahr		1993	1993	1988	1993
Verwendete Gütergruppen der anderen Periode		-	1, 2	1, 2	5, 6
Haushaltstyp	A0	19748	149	8282	9666
	A1	26291	2251064	1609346	51959
	P0	29877	94888	80374	27799
	P1	34643	-9150	-771	74416
	P2	46075	38265	38529	1706254
	P3	35935	109965	80955	45933

hochsignifikant sind. Dies verwundert angesichts der bereits in Abschnitt B.III.2. wiedergegebenen Engelkurvenanalyse nicht.

b) Full Information Maximum Likelihood Schätzung

Im Rahmen der Maximum Likelihood Schätzung bei voller Information erfolgt eine Analyse der Strukturgleichungen des QES, so dass der Einfluss der Haushaltsmerkmale z. B. auf einzelne Koeffizienten des Systems beschränkt werden kann. Da die Parameter b_i im QES „Verschiebungsparameter“ im Sinne einer *Demographischen Verschiebung* (vgl. Kapitel C.II.) darstellen, bietet sich als sparsam parametrisiertes Grundmodell im Rahmen der Likelihoodschätzung eine lineare Verschiebungsvariante an, d. h. es wird zugelassen, dass die Parameter b_i frei über die Haushaltstypen variieren.¹⁵ Wie in Abschnitt D.IV. (vgl. dort (115)) werden den $m = 6$ Haushaltstypen (0/1)-Indikatorvariablen d_{jh} $j = 1, \dots, m$ zugewiesen, die

stärkeren Preisänderungen zu erwarten. Ding und Hadri (1996) schätzen das QES für die chinesische Provinz Jiangsu in den Jahren 1992 und 1993. Sie schlussfolgern: „The estimation method adopted (...) seems to be an appropriate method to use to an economy witnessing rapid structural changes like China“ (S. 16). Ding und Hadri berichten jedoch nicht über die Sensitivität ihrer Ergebnisse hinsichtlich der zur Identifikation herangezogenen Information, sondern konstatieren lediglich: „The parameters in the demand system should not vary significantly during the two successive years, so this procedure should be a reasonable approximation“ (S. 10).

¹⁵ Eine nach Haushaltstypen getrennte Analyse erfolgt in Abschnitt E.II.3.

die Zugehörigkeit zu jeweils einem Haushaltstyp messen. Die lineare *Demographische Verschiebung* des QES ist dann durch $b_i = \sum_{j=1}^m \xi_{ij} d_{jh}$ charakterisiert, wobei die Koeffizienten ξ_{ij} als haushaltstypspezifische Varianten von b_i interpretiert werden können.

Für die Likelihoodschätzung werden die Startwerte für die Koeffizienten c_i , $i = 1, \dots, n$ auf null gesetzt, während Startwerte für die Parameter a_i und b_i bzw. ξ_{ij} auf Basis einer Vorab-Schätzung Erweiterter Linearer Ausgabensysteme für 1993 ermittelt werden. Die Ergebnisse erweisen sich dabei nicht übermäßig sensitiv gegenüber einer Variation der Startwerte, und die Konvergenz wird in angemessener Zeit erreicht. Es muss jedoch konstatiert werden, dass die Konvergenz und die Konvergenzgeschwindigkeit in hohem Maße von den in Abschnitt E.II.1. beschriebenen homoskedastieerzeugenden Transformationen des Modells abhängen.

Die mit dem quadrierten Einkommen verbundenen Parameter erweisen sich als gemeinsam hochsignifikant, das marginale Signifikanzniveau eines entsprechenden Wald-Tests liegt unter 0,1%. Diese deutliche Ablehnung des LES zugunsten des QES war bereits auf Basis der in Kapitel B.III.2. angegebenen Resultate zu erwarten. Auch die Parameter der *Demographischen Verschiebung* für die sechs betrachteten Haushaltstypen sind hochsignifikant von null verschieden. Wie bereits in Abschnitt C.II. dargelegt, entspricht die demographische Verschiebung des QES einer Funktionalisierung der Parameter b_i , die nun über die Haushaltstypen variieren können, während die übrigen strukturellen Koeffizienten über die Haushalte als konstant angenommen werden. Insofern ist es wenig verwunderlich, dass die geschätzten marginalen Budgetanteile (vgl. die Definition (126)) über die Haushalte nur wenig variieren. Sie sind der Vollständigkeit wegen in Tabelle A.9 im Anhang angegeben.

Um der unterschiedlichen Einkommensverteilung für die verschiedenen Haushaltstypen Rechnung zu tragen, erscheint es sinnvoll, die Kenngrößen des Modells für jeden Haushaltstyp an den gleichen Einkommensquantilen und damit an verschiedenen „repräsentativen“ Einkommensniveaus auszuwerten. Implizit liegt diesem Vorgehen die Annahme zugrunde, dass eine größere Vergleichbarkeit hinsichtlich der Lebenshaltung für Haushalte besteht, wenn ihr Einkommen z. B. dem jeweiligen Medianeinkommen ihres Haushaltstyps entspricht, auch wenn die Höhe des Einkommens bzw. der Gesamtausgaben an diesem Referenzpunkt sehr unterschiedlich ausfallen kann, vgl. Tabelle 20.

Tabelle 22 enthält die geschätzten Einkommenselastizitäten für die verschiedenen Haushaltstypen, ausgewertet jeweils an den Einkommensquantilen. Für jeden Haushaltstyp erweisen sich – unabhängig von der Ein-

kommenshöhe – „Nahrung“ und „Wohnen“ als Notwendigkeitsgüter. Die Einkommensreaktionen für beide Gütergruppen unterscheiden sich insofern, als für „Nahrung“ eine mit steigendem Einkommen kontinuierlich sinkende Einkommenselastizität beobachtet wird, während sie im Bereich „Wohnen“ – zumindest beim Übergang von niedrigen zum Medianeinkommen – eher zunimmt. Die höchsten Einkommenselastizitäten werden für Güter der Gesundheits- und Körperpflege festgestellt. Hier zeigen sich auch die größten Unterschiede zwischen Haushalten mit und Haushalten ohne Kinder. Für letztere ist „Pflege“ ein noch deutlicheres Luxusgut. Ein weitergehender Vergleich der Einkommenselastizitäten für Familien mit und ohne Kinder erscheint wenig sinnvoll, da das Muster der Elastizitäten – anders als bei den im Folgenden analysierten Preiselastizitäten – im Wesentlichen die Unterschiede in den gemäß Tabelle 20 über die Haushalte deutlich verschiedenen Quartilswerten widerspiegelt.

Die geschätzten Preiselastizitäten sind in Tabelle 23 wiedergegeben. Die beiden gemäß den Einkommenselastizitäten als Notwendigkeitsgüter einzuschätzenden Gruppen „Nahrung“ und „Wohnen“ zeigen bei allen Haushaltstypen und über alle Einkommensniveaus auch die geringsten Preiselastizitäten. Bei niedrigen Einkommenswerten (untere Quartile, $\mu_{0,25}$) liegen die Preiselastizitäten für Alleinlebende und Paare ohne Kinder dicht beieinander, sie divergieren jedoch mit steigendem Einkommen. Ein besonderes Muster zeigt sich, wenn man Haushalte mit und ohne Kinder vergleicht. Die Preiselastizitäten weisen hier deutliche Unterschiede bei geringen Einkommensniveaus auf. Diese Unterschiede verschwinden jedoch mit zunehmendem Einkommen, an oberen Quartilen und zum Teil schon bei den Medianeinkommen sind die Preiselastizitäten von Ehepaaren mit und ohne Kinder sehr ähnlich. Dieses Phänomen lässt sich konsistent erklären, wenn man berücksichtigt, dass Familien mit geringem Einkommen nur geringen Spielraum haben, um auf Preisänderungen in größerem Umfang reagieren zu können. Solche Substitutionsmöglichkeiten nehmen jedoch mit zunehmendem Budget zu und nähern sich den Möglichkeiten an, die auch kinderlosen Paaren offenstehen. Diese Beobachtung hat direkte Konsequenzen für die familienpolitische Beurteilung steuerlicher Maßnahmen. So folgt unmittelbar, dass eine Modifikation güterspezifischer Verbrauchssteuern infolge der geringen Reaktionsmöglichkeiten der geringverdienenden Familien mit Kindern im Vergleich zu Änderungen der Einkommensbesteuerung als familienpolitisches Instrument weniger geeignet erscheint.

Um die Modellvalidität zu überprüfen, erfolgt auch die Berechnung der kompensierten Preiselastizitäten gemäß Gleichung (130). Alle kompensierten Preiselastizitäten sind negativ, die Krümmungs- bzw. Negativitätsbedingung ist mithin erfüllt. Die Schätzergebnisse sind in Tabelle

Tabelle 22
Geschätzte Einkommenselastizitäten im QES für verschiedene Haushaltstypen, ausgewertet an den Einkommensquartilen

		A0	A1	P0	P1	P2	P3
NAHRUNG	$\mu_{0,25}$	0,830 (0,027)	0,849 (0,0201)	0,688 (0,0392)	0,729 (0,0283)	0,721 (0,0285)	0,710 (0,0292)
	$\mu_{0,50}$	0,786 (0,0537)	0,793 (0,0370)	0,614 (0,0893)	0,650 (0,0722)	0,637 (0,0732)	0,627 (0,0729)
	$\mu_{0,75}$	0,707 (0,1033)	0,710 (0,0817)	0,478 (0,1736)	0,510 (0,1525)	0,489 (0,1559)	0,477 (0,1557)
KLEIDUNG	$\mu_{0,25}$	1,308 (0,032)	1,199 (0,0140)	1,217 (0,0595)	1,162 (0,0364)	1,144 (0,0368)	1,168 (0,0395)
	$\mu_{0,50}$	1,163 (0,0684)	1,094 (0,0429)	1,069 (0,1248)	1,041 (0,0965)	1,028 (0,0981)	1,047 (0,1011)
	$\mu_{0,75}$	1,044 (0,1222)	1,001 (0,0957)	0,936 (0,2151)	0,917 (0,1853)	0,903 (0,1905)	0,914 (0,1960)
PFLEGE	$\mu_{0,25}$	1,435 (0,060)	1,644 (0,0633)	1,500 (0,0778)	1,775 (0,0789)	1,710 (0,0766)	1,773 (0,0806)
	$\mu_{0,50}$	1,429 (0,0802)	1,615 (0,0771)	1,551 (0,1203)	1,763 (0,1224)	1,742 (0,1227)	1,799 (0,1274)
	$\mu_{0,75}$	1,452 (0,1127)	1,619 (0,1141)	1,608 (0,1671)	1,774 (0,1753)	1,780 (0,1789)	1,830 (0,1852)
BILDUNG	$\mu_{0,25}$	1,273 (0,030)	1,201 (0,0116)	1,435 (0,0686)	1,300 (0,0397)	1,214 (0,0380)	1,200 (0,0396)
	$\mu_{0,50}$	1,156 (0,0663)	1,111 (0,0426)	1,229 (0,1371)	1,157 (0,1034)	1,101 (0,1012)	1,095 (0,1017)
	$\mu_{0,75}$	1,061 (0,1186)	1,034 (0,0951)	1,078 (0,2265)	1,032 (0,1926)	0,991 (0,1924)	0,986 (0,1944)
MOBILITÄT	$\mu_{0,25}$	1,218 (0,042)	1,150 (0,0318)	1,246 (0,0615)	1,001 (0,0389)	1,064 (0,0419)	1,092 (0,0441)
	$\mu_{0,50}$	1,256 (0,0690)	1,232 (0,0537)	1,337 (0,1099)	1,149 (0,0827)	1,209 (0,0885)	1,233 (0,0908)
	$\mu_{0,75}$	1,308 (0,1077)	1,316 (0,0964)	1,427 (0,1648)	1,301 (0,1418)	1,358 (0,1510)	1,383 (0,1549)
WOHNEN	$\mu_{0,25}$	0,599 (0,015)	0,624 (0,0069)	0,688 (0,0344)	0,720 (0,0232)	0,714 (0,0236)	0,690 (0,0240)
	$\mu_{0,50}$	0,647 (0,0388)	0,660 (0,0266)	0,706 (0,0818)	0,729 (0,0678)	0,720 (0,0688)	0,698 (0,0674)
	$\mu_{0,75}$	0,682 (0,0792)	0,684 (0,0655)	0,705 (0,1531)	0,722 (0,1393)	0,710 (0,1425)	0,689 (0,1404)
SONSTIGES	$\mu_{0,25}$	1,646 (0,036)	1,741 (0,0021)	1,372 (0,0607)	1,587 (0,0460)	1,669 (0,0496)	1,773 (0,0555)
	$\mu_{0,50}$	1,473 (0,0766)	1,560 (0,0563)	1,344 (0,1205)	1,500 (0,1130)	1,565 (0,1206)	1,645 (0,1279)
	$\mu_{0,75}$	1,382 (0,1242)	1,463 (0,1130)	1,345 (0,1883)	1,459 (0,1891)	1,511 (0,2011)	1,571 (0,2110)

(Standardfehler in Klammern)

A.8 im Anhang wiedergegeben. Selbst die äußerst geringen Elastizitäten für Alleinerziehende erweisen sich als signifikant negativ zum 1%-Niveau.¹⁶

¹⁶ Positive Werte ergeben sich gemäß den Schätzergebnissen nur bei Betrachtung sehr geringer Einkommen, konkreter: bei Einkommen, die im unteren 5%-Intervall der jeweiligen Einkommensverteilung liegen.

Tabelle 23

Geschätzte direkte Preiselastizitäten im QES für verschiedene Haushaltstypen, ausgewertet an den Einkommensquartilen

		A0	A1	P0	P1	P2	P3
NAHRUNG	$\mu_{0,25}$	-0,335 (0,0079)	-0,199 (0,0111)	-0,312 (0,0101)	-0,267 (0,0064)	-0,260 (0,0065)	-0,256 (0,0071)
	$\mu_{0,50}$	-0,418 (0,0132)	-0,318 (0,0105)	-0,329 (0,0247)	-0,309 (0,0191)	-0,296 (0,0194)	-0,286 (0,0195)
	$\mu_{0,75}$	-0,421 (0,0272)	-0,357 (0,0211)	-0,235 (0,0486)	-0,247 (0,0414)	-0,229 (0,0423)	-0,219 (0,0424)
KLEIDUNG	$\mu_{0,25}$	-0,360 (0,0083)	-0,111 (0,0095)	-0,360 (0,0065)	-0,251 (0,0048)	-0,238 (0,0045)	-0,237 (0,0050)
	$\mu_{0,50}$	-0,478 (0,0083)	-0,306 (0,0072)	-0,400 (0,0135)	-0,341 (0,0104)	-0,323 (0,0105)	-0,316 (0,0106)
	$\mu_{0,75}$	-0,477 (0,0145)	-0,376 (0,0114)	-0,294 (0,0254)	-0,290 (0,0215)	-0,269 (0,0220)	-0,262 (0,0222)
PFLEGE	$\mu_{0,25}$	-0,336 (0,020)	-0,081 (0,012)	-0,344 (0,0182)	-0,283 (0,0160)	-0,261 (0,0146)	-0,262 (0,0147)
	$\mu_{0,50}$	-0,447 (0,0235)	-0,341 (0,0193)	-0,373 (0,0200)	-0,376 (0,0197)	-0,353 (0,0185)	-0,349 (0,0185)
	$\mu_{0,75}$	-0,426 (0,0228)	-0,398 (0,0212)	-0,274 (0,0192)	-0,300 (0,0194)	-0,282 (0,0188)	-0,277 (0,0188)
BILDUNG	$\mu_{0,25}$	-0,371 (0,012)	-0,139 (0,0127)	-0,421 (0,0103)	-0,291 (0,0077)	-0,269 (0,0069)	-0,264 (0,0072)
	$\mu_{0,50}$	-0,484 (0,0117)	-0,329 (0,0102)	-0,449 (0,0181)	-0,380 (0,0139)	-0,352 (0,0138)	-0,340 (0,0139)
	$\mu_{0,75}$	-0,483 (0,0187)	-0,395 (0,0150)	-0,330 (0,0328)	-0,322 (0,0278)	-0,296 (0,0282)	-0,285 (0,0284)
MOBILITÄT	$\mu_{0,25}$	-0,359 (0,024)	-0,149 (0,0177)	-0,371 (0,0204)	-0,264 (0,0143)	-0,263 (0,0141)	-0,263 (0,0143)
	$\mu_{0,50}$	-0,472 (0,0262)	-0,347 (0,0210)	-0,422 (0,0260)	-0,360 (0,0210)	-0,357 (0,0210)	-0,352 (0,0210)
	$\mu_{0,75}$	-0,479 (0,0290)	-0,422 (0,0252)	-0,360 (0,0333)	-0,351 (0,0300)	-0,345 (0,0305)	-0,340 (0,0307)
WOHNEN	$\mu_{0,25}$	-0,302 (0,0096)	-0,205 (0,0099)	-0,322 (0,0118)	-0,279 (0,0083)	-0,272 (0,0080)	-0,268 (0,0084)
	$\mu_{0,50}$	-0,375 (0,0146)	-0,305 (0,0115)	-0,355 (0,0255)	-0,335 (0,0202)	-0,324 (0,0205)	-0,313 (0,0205)
	$\mu_{0,75}$	-0,396 (0,0267)	-0,351 (0,0216)	-0,299 (0,0470)	-0,305 (0,0411)	-0,291 (0,0421)	-0,281 (0,0422)
SONSTIGES	$\mu_{0,25}$	-0,459 (0,024)	-0,182 (0,026)	-0,422 (0,0160)	-0,354 (0,0146)	-0,351 (0,0142)	-0,357 (0,0154)
	$\mu_{0,50}$	-0,565 (0,0215)	-0,427 (0,0205)	-0,463 (0,0245)	-0,452 (0,0210)	-0,445 (0,0211)	-0,445 (0,0218)
	$\mu_{0,75}$	-0,546 (0,0270)	-0,490 (0,0238)	-0,383 (0,0387)	-0,401 (0,0353)	-0,391 (0,0362)	-0,388 (0,0368)

(Standardfehler in Klammern)

Von besonderem Interesse ist die Schätzung der Subsistenzausgaben $\sum p_k b_k$, da deren Quotienten gemäß der Argumentation in Abschnitt E.I.1. in Anlehnung an die Interpretation in Linearen Ausgabensystemen als Äquivalenzrelationen bei niedrigem Einkommensniveau interpretiert werden können. Die Schätzergebnisse und die zugehörigen Äquivalenzskalen finden sich in der ersten Spalte der Tabelle 24. Um die Plausibilität der so ermittelten Skalenwerte zu überprüfen, sind diese in Tabelle 25 insti-

Tabelle 24
Geschätzte QES-Mindestausgaben in DM für 1993 und zugehörige Relationen (Äquivalenzskalen)

	Demographisches Verschieben			Getrennte Regressionen	
	Mindest- ausgaben		in Relation zu A0	Mindest- ausgaben	in Rel. zu A0
A0	15745	(1719)	1,00	17176 (741)	1,00
A1	25855	(2253)	1,64 (0,12)	20535 (2760)	1,20
P0	26156	(1754)	1,66 (0,08)	25047 (1032)	1,46
P1	33513	(1819)	2,13 (0,13)	28586 (1970)	1,66
P2	37318	(1808)	2,37 (0,15)	28963 (1864)	1,69
P3	40218	(1960)	2,55 (0,18)	30808 (3387)	1,79

(Standardfehler in Klammern)

tutionellen Skalen gegenübergestellt. Für kinderlose Paare und Paare mit einem Kind ergibt sich eine erstaunlich enge Anlehnung an die Werte der sog. „alten OECD-Skala“ (OECD (1982)), die häufig in internationalen Vergleichen Anwendung findet. Diese Skala berücksichtigt jedoch keine Größenvorteile bei Familien mit mehr als einem Kind: Jedes Kind besitzt das Individualgewicht 0,5. Für Familien mit mehreren Kindern fallen die QES-Skalen niedriger aus als die Werte dieser alten OECD-Skala, was als Indiz für tatsächlich bestehende Größenvorteile bei zunehmender Kinderzahl gedeutet werden kann. Für die Haushaltstypen P2 und P3 sind 5 die Skalenwerte des QES eher mit der sog. „neuen OECD-Skala“ Hagenaars et al. (1994) vereinbar, die für die Kinder (ebenfalls konstante) Individualgewichte von jeweils 0,3 unterstellt. Mit zunehmender Kinderzahl vergrößert sich auch die Lücke zwischen den QES-Ergebnissen und den Äquivalenzrelationen im deutschen Sozialhilfesystem, und zwar unabhängig davon, ob man dem Vergleich die gesetzlichen Relationen oder die von Faik (1997) um Mietausgaben erweiterten Ausgabenrelationen zugrundelegt.

3. Modellerweiterungen

a) Demographische Skalierung und getrennte Schätzungen

Die bislang geschilderten Ergebnisse beruhten auf der (linearen) *Demographischen Verschiebung* des QES, bei der allein die Parameter b_i über die Haushalte variieren können. Um zu überprüfen, ob diese Modellierung des demographischen Einflusses hinreichend flexibel ist, wenden Kohn und

Tabelle 25
Geschätzte QES-Äquivalenzskalen für den Mindestkonsum im
Vergleich zu institutionellen Äquivalenzskalen

Skala	OECD ^(a) (neu)	QES Mindestausgaben	OECD ^(a) (alt)	Deutsches Sozialhilfesystem modifiziert	gesetzlich
Quelle	Hagenars et al. (1994)		OECD (1982)	Faik (1997) ^(b)	§2 RVO ^(c)
A0	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
A1	1,30	1,64	1,50	1,60	1,65
P0	1,50	1,66	1,70	1,70	1,80
P1	1,80	2,13	2,20	2,30	2,45
P2	2,10	2,37	2,70	2,90	3,10
P3	2,40	2,55	3,20	3,50	3,75

(a) Alter der Kinder: 0-14 Jahre.
(b) Die angegebenen Werte beziehen sich auf ein Alter der Kinder von 7-17 Jahren. Vgl. Faik (1997), Übersicht 2, S. 35.
(c) §2 Regelsatzverordnung vom 7.10.1991. Die angegebenen Werte beziehen sich auf ein Alter der Kinder von 7-13 Jahren.
Eine ausführliche Darstellung findet sich in Faik (1995), S. 57, Tab. I.1.

Missong (2001) folgendes Verfahren an: In alle Schätzgleichungen werden als zusätzliche Regressoren das Einkommen (d. h. die Gesamtausgaben) und dessen Quadrat, jeweils multipliziert mit allen binären Haushaltstypvariablen, aufgenommen. Die Koeffizienten dieser zusätzlichen Regressoren fangen dann den Einfluss der Haushaltsmerkmale auf, der nicht durch die Demographische Verschiebung erfasst wird. Bei Gültigkeit des Verschiebungs-Modells sollten sich diese zusätzlichen Koeffizienten als insignifikant erweisen. Leider ist dem für die vorliegenden Daten nicht so: Das marginale Signifikanzniveau eines entsprechenden Wald-Tests auf gemeinsame Signifikanz der zusätzlichen Parameter liegt unter einem Prozent, d. h. das Verschiebungs-Modell stellt eine zu restriktive Modellierung des Einflusses der soziodemographischen Haushaltsmerkmale dar. Als alternative Modellformulierungen werden deshalb eine (lineare) *Demographische Skalierung* des QES sowie eine für die sechs Haushaltstypen getrennte Schätzungen Quadratischer Ausgabensysteme untersucht.

Die *Demographische Skalierung* bewirkt im Vergleich zur *Demographischen Verschiebung* ein deutlich höheres Maß an Nichtlinearität in den resultierenden Modellgleichungen. Diese erweisen sich als zu komplex, als dass im vorliegenden Datensatz eine Konvergenz der Schätzung erreicht werden konnte.

Getrennte Schätzungen eines QES für jeden Haushaltstyp werfen demgegenüber keine Konvergenzprobleme auf. Die resultierenden Einkommenselastizitäten sind sehr ähnlich denen des Verschiebungsansatzes. Dies gilt weitgehend auch für das Muster der (direkten) Preiselastizitäten. Die Unterschiede in den Mindestausgaben zwischen den Haushaltstypen sind jedoch deutlich geringer als im Verschiebungsansatz, vgl. die letzte Spalte der Tabelle 24. Dieses Ergebnis war insofern zu erwarten, als bei der *Demographischen Verschiebung* Haushaltsmerkmale ausschließlich über die Parameter b_i , d.h. nur über die Mindestausgaben den Verbrauch beeinflussen können. Werden im Zuge alternativer Spezifikationen, wie hier der getrennten Schätzung, weitere Wirkungskanäle zugelassen, so ist es nicht verwunderlich, dass die Rolle der Mindestausgaben als Regulativ in den Hintergrund tritt. Dennoch können die Ergebnisse der getrennten Schätzungen denen der Verschiebung nicht eindeutig vorgezogen werden. Die Resultate der separaten Regressionen sind nämlich insofern wenig verlässlich, als sie die Negativitätsbedingung bei den getrennten Regressionen regelmäßig verletzen. Insbesondere bei den Alleinlebenden und den Paaren mit drei Kindern findet man signifikant positive kompensierte Eigenpreiselastizitäten im unteren Einkommensquartil und zum großen Teil auch noch beim Medianeinkommen. Daher sind auch die Schätzergebnisse bezüglich der Mindestausgaben des Haushaltstyps A0 und damit die darauf

aufbauenden, unplausibel niedrigen Äquivalenzrelationen (vgl. Tabelle 24) in Zweifel zu ziehen.

b) Feinere Altersgliederung

Da die Versuche einer alternativen Formulierung des Einflusses der Haushaltsmerkmale auf den Verbrauch sich empirisch als wenig erfolgreich erwiesen, bleiben Modellerweiterungen im Rahmen des Verschiebungsansatzes zu überprüfen. Bereits bei der Analyse des log-quadratischen Systems in Kapitel D. zeigte sich, dass der Altersstruktur der Haushaltsmitglieder eine entscheidende Rolle bei der Festlegung des Haushaltskonsums zukommt. Insofern liegt es nahe, auch bei der Analyse Quadratischer Ausgabensysteme eine feinere Gliederung der Haushalte in Bezug auf das Alter vorzunehmen.

Erfolgte bisher keine Altersunterscheidung bei den Erwachsenen, um möglichst wenige Haushalte aus der Betrachtung auszuschließen bzw. um die Anzahl der Freiheitsgrade der Schätzung nicht im Vorhinein zu reduzieren, so liegt es nahe, im Rahmen der Modellerweiterung – wie in den vorangegangenen Kapiteln – Alleinlebende und Paare ohne Kinder in „junge“, „mittlere“ und „alte“ Altersklassen einzuteilen. Mit der Klassifizierung der Altersvariable in der EVS 1988 ist folgende Kategorisierung der Haushaltstypen bezüglich des Alters der Erwachsenen möglich: 19 bis 29 Jahre, 20 bis 64 Jahre sowie 65 Jahre und älter. Die mittlere Altersklasse kann dann wieder als Referenzkategorie für Paare mit Kindern bis 18 Jahre herangezogen werden, weshalb sie die Bezeichnung REF erhält, J steht für die erste, A für die dritte Altersklasse. Für die Kinder werden zunächst zwei Altersklassen betrachtet: bis 6 Jahre und 7 bis 18 Jahre. Diese Ausgangsklassifikation für Erwachsene und Kinder führt bei der empirischen Anwendung jedoch zu zahlreichen Konvergenzproblemen, so dass verschiedene Modifikationen notwendig werden: Bei Alleinerziehenden und Ehepaaren mit drei Kindern ist eine Altersklassifikation infolge der Konvergenzschwierigkeiten und der Sensitivität gegenüber den Startwerten, begründet durch die geringeren Fallzahlen beider Gruppen, nicht möglich. Bei Familien mit einem Kind erweist sich – wie bei der Analyse nutzenunabhängiger Skalen in Abschnitt D.IV. – die jüngste Altersklasse der Kinder (0 bis 6 Jahre) als problematisch.¹⁷ Die Umschichtungen im Verbrauch der Eltern von Neugeborenen scheinen zu heterogen, als dass sie sich durch

¹⁷ Auch bei der empirischen Analyse Linearer Ausgabensysteme werfen Haushalte mit einem Baby oder Kleinkind regelmäßig Probleme auf. Die aus den Mindestausgaben abgeleiteten Äquivalenzskalen sind auch hier häufig sehr gering und meist nicht signifikant vom Skalenwert für kinderlose Paare verschied-

die Regression gut erklären lassen. Die daraus resultierenden Konvergenzschwierigkeiten lassen sich umgehen, indem das erste Kind im Haushalt bei der Schätzung erst dann berücksichtigt wird, wenn es dem Babyalter entwachsen ist. Infolge der Altersklassierung mit Drei-Jahresintervallen in der EVS 1988 bedeutet dies, dass für den Haushaltstyp P1 die beiden Altersklassen der Kinder wie folgt umdefiniert werden: 4 bis 9 Jahre (a) und 10 bis 18 Jahre (b). Ferner ließen sich keine signifikanten Unterschiede in den Verschiebungsparametern (Koeffizienten der Haushaltstypvariablen) für kinderlose Paare in der ersten und mittleren Altersgruppe feststellen. Gleichzeitig verbesserte sich insgesamt die Stabilität der Schätzergebnisse, wenn beide Altersgruppen zusammengefasst wurden.

Auch wenn die resultierende Altersgruppierung etwas willkürlich erscheint, sind die Schätzergebnisse mit denen des Basismodells vereinbar. An dieser Stelle wird die Darstellung auf die Wiedergabe der geschätzten Mindestausgaben und der zugehörigen Äquivalenzrelationen beschränkt, vgl. Tabelle 26. Interessant ist ferner der Vergleich der geschätzten Äquivalenzrelationen mit entsprechenden, für deutsche Haushalte im Rahmen der Analyse Erweiterter Linearer Ausgabensysteme publizierten Skalen in Tabelle 27. Bedenkt man, dass sich das methodische Vorgehen in Faik und Merz (1995) und Missong und Stryck (1998) insofern unterscheidet, als Missong und Stryck bei der Schätzung des ELES eine Variabilität der marginalen Budgetanteile über die Haushaltstypen zulassen, so zeigt der Befund in Tabelle 27, dass offenbar jede zusätzliche Flexibilisierung des demographisch verschobenen Linearen Ausgabensystems eine größere Variation in den Mindestausgaben und damit höhere Äquivalenzrelationen im unteren Einkommensbereich nach sich zieht.

c) Aggregation von Gütergruppen

In einem weiteren Schritt wird untersucht, inwieweit sich die Komplexität des Modells bzw. die möglichen Konvergenzprobleme in der Schätzprozedur verringern lassen, wenn man die Zahl der betrachteten Gütergruppen verringert. Dazu wird folgende alternative Spezifikation betrachtet: „Kleidung“ und „Pflege“ werden zusammengefasst zur Gruppe „Persönlicher Bedarf“, und dem ursprünglichen Aggregat „Wohnen“ werden aus den „Sonstigen“ Ausgaben die Aufwendungen für Möbel und Haushaltsgeräte zugeschlagen. „Mobilität“, „Bildung“ und die restlichen Bestandteile aus „Sonstiges“ ergeben zusammen die neue Gruppe „Übriges“. Tabelle 28 enthält die Beziehung zwischen der ursprünglichen und den

den. *Missong/Stryck* (1998), S. 581f., diskutieren mögliche Gründe für dieses Phänomen, vgl. auch die Argumentation im Rahmen des Abschnitts D.IV.

Tabelle 26

**Geschätzte QES-Mindestausgaben in DM für 1993 und
zugehörige Relationen (Äquivalenzskalen) bei feinerer
Altersgliederung**

HH-Typ	Altersklassen	Mindest- ausgaben	in Relation zu A0REF
A0J	19-29 Jahre	17776 (1865)	0,94 (0,06)
A0REF	30-64 Jahre	18994 (1718)	1,00
A0A	über 64 Jahre	18673 (1724)	0,98 (0,04)
A1	Kind 0-18 Jahre	28345 (2153)	1,49 (0,09)
P0REF	beide 19-64 Jahre	32770 (1729)	1,73 (0,08)
P0A	beide über 64 Jahre	23150 (1793)	1,22 (0,05)
P1a	Kind 4-9 Jahre	36220 (2081)	1,91 (0,11)
P1b	Kind 10-18 Jahre	41318 (1866)	2,18 (0,12)
P2a	beide Kinder 0-6 Jahre	36437 (2017)	1,75 (0,10)
P2b	1. Kind 7-18, 2. Kind 0-6 Jahre	36437 (2017)	1,92 (0,11)
P2c	beide Kinder 7-18 Jahre	42678 (1833)	2,25 (0,13)
P3	Kinder 0-18 Jahre	43216 (1891)	2,28 (0,13)

(Standardfehler in Klammern)

Tabelle 27

**Geschätzte QES-Äquivalenzskalen bei feinerer Altersgliederung
im Vergleich zu entsprechenden ELES-Äquivalenzskalen**

Studie	Merz/Faik (1995)	Missong/ Stryck (1998)	
Modell	ELES ^(a)	ELES ^(b)	QES ^(c)
Daten	EVS 1983	EVS 1988	EVS 1988, 1993
A0	1,00	1,00	1,00
A1 ^(d)	1,08 - 1,21	1,34	1,49
P0	1,54	1,57	1,73
P1 ^(d)	1,59 - 1,73	1,73 - 2,04	1,91 - 2,18
P2 ^(d)	1,81	1,76 - 2,25	1,75 - 2,25
P3	1,94	2,14	2,28

- (a) Berechnet nach Merz und Faik (1995), S. 439, Tab. 4. Die dargestellten Verhältniszahlen beziehen sich auf Haushalte mit Mitgliedern unter 65 Jahren. A0 bezieht sich auf unverheiratete Männer. Altersklassen für Kinder: 0-6 Jahre, 7-17 Jahre.
- (b) Siehe Missong und Stryck (1998), S. 583, Tab. 3. Keine Unterscheidung bzgl. des Alters der Erwachsenen. Altersklassen für Kinder: 0-6 Jahre, 7-12 Jahre, 13-18 Jahre.
- (c) Werte aus Tabelle 26, siehe dortige Erklärungen.
- (d) Die Intervalle beziehen sich auf die in den jeweiligen Studien verwendeten unteren und oberen Klassen des Kinderalters.

Tabelle 28
**Zusammenfassung der ursprünglich betrachteten
Gütergruppen zu vier Aggregaten**

Aggregat	Hauptbestandteile ^a
NAHRUNG	NAHRUNG
PERSÖNLICHER BEDARF	KLEIDUNG UND PFLEGE
HAUSHALT UND WOHNEN	WOHNEN, Möbel, Haushaltsgeräte
ÜBRIGES	MOBILITÄT, BILDUNG, Uhren und Schmuck, Urlaubsreisen, übrige Dienstl.

^a Vgl. auch die ursprüngliche Gütergruppierung gemäß Tabelle 19, S. 182.

alternativ an dieser Stelle betrachteten Verbrauchsgruppen. Die Preisindizes für die neu definierten Aggregate ergeben sich durch Mittelung der Preise der ursprünglichen Gütergruppen; als Gewichte dienen dabei die Verbrauchsanteile über alle Haushalte im Jahr 1993.

Die Verringerung der Anzahl der Gütergruppen bringt jedoch keine Verbesserung der Schätzeigenschaften mit sich. Im Gegenteil: die Resultate zeigen eine gegenüber dem Grundmodell deutlich größere Sensitivität hinsichtlich geringfügiger Änderungen der Startwerte, und in einigen Fällen kann auch durch Modifikation der Haushaltstypvariablen (z. B. durch alternative Abgrenzungen der Altersklassen) keine Konvergenz der iterativen Schätzprozedur erreicht werden. Dieses Ergebnis verwundert insofern nicht, als durch die Zusammenfassung der ursprünglichen sieben betrachteten Gütergruppen äußerst heterogene Aggregate entstehen, für die schon aus Plausibilitätsgründen die Annahme einer einheitlichen Nachfragefunktion in Frage gestellt werden muss.¹⁸ Hier scheint der ganz wesentliche Vorteil des QES in empirischen Haushaltsstudien gegenüber flexibleren Nachfragesystemen zu liegen, wenn für die Schätzung nur wenige Querschnitte von Budgetdaten verfügbar sind. Während flexible Nachfragesysteme sich dadurch auszeichnen, beliebige Einkommens-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten in einem gegebenen Preisregime abbilden zu können, „versagt“ das sparsamer parametrisierte QES in dieser Hinsicht. Die höhere Flexibilität der erstgenannten Systeme wird jedoch erkaufte mit einer drastisch höheren Zahl zu schätzender Parameter. Insbesondere die freie Schätzung der Kreuzpreiselastizitäten bewirkt, dass die Anzahl der Strukturkoeffizienten in flexiblen Nachfragesystemen quadratisch mit der Zahl der betrach-

¹⁸ Dieses Resultat gilt auch für andere Gütergruppenaufteilungen: Eine Aufteilung des gesamten privaten Verbrauchs in fünf oder weniger Gütergruppen erweist sich stets als kritisch. Umgekehrt war infolge der verfügbaren Daten eine ausführliche Analyse mit mehr als den ursprünglich betrachteten sieben Hauptgütergruppen nicht durchführbar.

teten Gütergruppen wächst. So werden auch in empirischen Studien zur Schätzung beispielsweise von AID- oder Translog-Systemen anhand von Zeitreihendaten selten mehr als fünf Gütergruppen berücksichtigt. Demgegenüber wächst die Anzahl der Koeffizienten im QES linear mit der Zahl der berücksichtigten Güter: Es sind stets drei zusätzliche Parameter pro Gütergruppe zu schätzen, dem stehen jedoch auch drei zusätzliche Engelkurvenparameter (Reduzierte-Form-Koeffizienten) gegenüber, so dass das Identifikationsproblem im QES durch eine stärkere Disaggregation der Güter nicht verschärft wird.

III. Zusammenfassung

Während sich die empirische Analyse von Nachfragesystemen anhand der Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe bislang auf die Untersuchung Linearer Ausgabensysteme beschränkte, wurde im vorliegenden Kapitel bzw. in Kohn und Missong (2001) der Versuch unternommen, anhand der simultanen Betrachtung zweier EVS-Erhebungen Quadratische Ausgabensysteme zu schätzen. Das Quadratische Ausgabensystem ist eine Verallgemeinerung des Linearen Ausgabensystems, das die restriktive Annahme linearer Engelkurven durch einen möglichen quadratischen Zusammenhang zwischen güterspezifischen Ausgaben und dem Einkommen ersetzt.

Dass eine solche, flexiblere Modellierung zumindest für einige Gütergruppen dringend angeraten ist, zeigte bereits die empirische Analyse in Kapitel B. Im Gegensatz zur Anpassung quadratischer Engelkurven an die EVS-Daten ist die Anpassung eines vollständigen, demographisch gegliederten Quadratischen Ausgabensystems mit erheblichen Identifikations- und Schätzproblemen verbunden.

Das System quadratischer Engelkurven stellt die (beobachtbare) reduzierte Form dar, aus der die strukturellen Parameter des QES nur bei Beobachtung einer (zeitlichen) Variation der Güterpreise zu errechnen sind. Die Betrachtung zweier Preisregime, in der vorliegenden Studie das der EVS 1988 und das der EVS 1993, stellt dabei die Minimalanforderung für die Identifikation des QES dar. Aufgrund der daraus resultierenden theoretischen wie praktischen Besonderheiten der empirischen Analyse ist es zweckmäßig, die Ergebnisse der Analyse in drei Gruppen zu strukturieren: Zum einen die Ergebnisse bezüglich der Identifikations- und der Schätzstrategie, zum zweiten die Ergebnisse der Parameterschätzung im Grundmodell des QES mit demographischer Verschiebung und schließlich die Ergebnisse der Untersuchung möglicher Modellerweiterungen.

Zur Schätzung des QES müssen Daten mit mindestens zwei unterschiedlichen Preiskonstellationen verwendet werden. Für eine exakte Identifikation reicht es dabei aus, wenn allein bezüglich zweier Güter unterschiedliche Preisbeobachtungen vorliegen. Ignoriert man die übrigen Güter bzw. Güterpreise im zweiten Preisregime, so lassen sich allein mit Hilfe linearer Regressionen (nämlich der linearen Schätzung ausgewählter quadratischer Engelkurven) die Strukturparameter des QES identifizieren. Dieser Ansatz, von Ding und Hadri (1996) vorgeschlagen, stellt eine Schätzung bei beschränkter Information dar. In der praktischen Anwendung auf die Daten der EVS 1988 und 1993 versagt das Verfahren jedoch, da die Schätzergebnisse über alle Maßen sensitiv bezüglich der jeweils zur Identifikation herangezogenen Information, d. h. der Wahl der Gütergruppen im zweiten Preisregime, sind.

Die Maximum Likelihood Schätzung bei voller Information erweist sich als praktikabel, wenn das System zunächst im Hinblick auf mögliche Ursachen heteroskedastischer Störgrößen geeignet transformiert wird. Im Grundmodell der *Demographischen Verschiebung* konvergiert der iterative Schätzalgorithmus in akzeptabler Zeit, und die Ergebnisse erweisen sich als robust gegenüber moderaten Variationen der Startwerte.

Die mit dem quadrierten Einkommen im QES verbundenen Koeffizienten erweisen sich im Verschiebungsansatz als gemeinsam hochsignifikant. Die Restriktion eines Linearen Ausgabensystems ist damit abzulehnen, Ergebnisse auf Basis einer Analyse Linearer Ausgabensysteme erscheinen fragwürdig. Vergleicht man die Summe der Mindestausgaben im LES bzw. die daraus resultierenden Äquivalenzrelationen mit der entsprechenden Summe der Verschiebungsparameter im QES bzw. den zugehörigen Quotienten, so fallen die im QES ermittelten Relationen tendenziell höher aus. Interpretiert man diese Quotienten als Äquivalenzskalen, so resultiert aus der Lockerung der (unrealistischen und statistisch nicht haltbaren) Annahme linearer Engelkurven zugunsten einer quadratischen Spezifikation ein Ansteigen der Skalenwerte. Die für Deutschland publizierten ELES-Skalen unterschätzen demnach die Bedarfsunterschiede zwischen Haushalten unterschiedlicher Zusammensetzung im Bereich der Niedrigeinkommen. Die QES-Äquivalenzskalen liegen für Haushalte mit höchstens einem Kind in einer vergleichbaren Größenordnung wie die „alte OECD-Skala“ (OECD (1982)). Für Familien mit mehr als einem Kind korrespondieren sie eher mit der „neuen OECD-Skala“ (Hagenaars et al. (1994)). Für Haushalte mit Kindern liegen die ermittelten Skalenwerte deutlich niedriger als die Relationen der Regelsätze im deutschen Sozialhilferecht.¹⁹

¹⁹ Letztere beziehen sich allerdings auch explizit nicht auf den gesamten privaten Verbrauch, sondern auf ausgewählte Gütergruppen, für die tendentiell ge-

Will man die im QES ermittelten Preis- und Einkommenselastizitäten für verschiedene Haushaltstypen miteinander vergleichen, so ist es zweckmäßig, bei diesem Vergleich auch die Unterschiede in der Einkommensverteilung der verschiedenen Haushaltstypen zu berücksichtigen. Deshalb wurden diese Modellgrößen an den Quartilen der jeweiligen Verteilung der Gesamtausgaben des untersuchten Haushaltstyp berechnet. Während die geschätzten Einkommenselastizitäten bei diesem Vorgehen weitgehend die Unterschiede zwischen den Haushalten bzgl. der Quartile widerspiegeln, ergibt sich ein differenziertes Bild bezüglich der Preiselastizitäten: Deutliche Unterschiede zwischen Familien mit Kindern und kinderlosen Ehepaaren ergeben sich nur bei niedrigen Einkommen, während die Preisreaktionen für Ehepaare mit und ohne Kinder bei mittleren und hohen Einkommen ein sehr ähnliches Muster aufweisen. Auf der anderen Seite verstärken sich die Unterschiede in den geschätzten Preiselastizitäten zwischen Alleinstehenden und Ehepaaren ohne Kinder mit zunehmendem Einkommen.

Im Grundmodell, welches das Alter der Haushaltsmitglieder nur in Form einer Altersobergrenze für Kinder berücksichtigt, erweist sich anhand entsprechender Wald-Tests der Ansatz der demographischen Verschiebung zur Berücksichtigung der Haushaltsmerkmale als zu restriktiv. Allgemeinere Modellierungen wie die *Demographische Skalierung* und die nach Haushaltstypen getrennte Schätzung führen jedoch zu erheblichen Konvergenzproblemen, wenig robusten Schätzergebnissen und Verstößen gegen die Negativitätsbedingung²⁰. Dies ist insofern nicht verwunderlich, als die Verwendung zweier Querschnitte ein nur sehr geringes Maß an Preisvariation zur Identifikation und Schätzung des Modells hergibt. Dadurch können nur recht rudimentäre Modellstrukturen aufgedeckt werden. Dennoch gelingt es, im Rahmen von Modellerweiterungen zwei grundsätzliche Ergebnisse zu belegen:

Eine Berücksichtigung von Altersklassen sowohl bei Kindern als auch bei erwachsenen Haushaltsmitgliedern verbessert die Modellanpassung deutlich. Die Ergebnisse sind allerdings wenig robust gegenüber der Wahl der jeweiligen Altersgrenzen. Grundsätzlich zeigt sich jedoch, dass die Relationen der geschätzten „Mindestausgaben“ in einer sinnvollen Größenordnung liegen und ein konsistentes Muster aufweisen. Insbesondere bestätigt sich, dass die Relationen höher sind als die aus Linearen Ausgabensystemen abgeleiteten Äquivalenzskalen.

Eine Reduktion der Modellkomplexität durch die Verringerung der Anzahl der Gütergruppen versagt bei der empirischen Umsetzung. Das geringere Größenvorteile durch gemeinsames Wirtschaften zu erwarten sind als für die übrigen, nicht berücksichtigten Gütergruppen.

²⁰ D. h. gegen die Bedingung einer negativ semidefiniten Slutsky-Matrix.

schmelzen der ursprünglich betrachteten sieben Gütergruppen zu vier, notwendigerweise heterogener zusammengesetzten Aggregaten verschlechtert die Modellanpassung und die Robustheit der Schätzkoeffizienten beispielsweise gegenüber einer Variationen der Startwerte, wobei die Konvergenz des Schätzalgorithmus ohnehin schlechter ist als im Grundmodell.

Abschließend lässt sich festhalten, dass sich das Quadratische Ausgaben-system zur Modellierung deutscher Verbrauchsmuster Linearen Ausgaben-systemen gegenüber als deutlich überlegen erweist. Schätzergebnisse des QES können damit verlässlichere nachfragegetheoretisch fundierte Grundlagen für sozial-, verbraucher- und vor allem familienpolitische Fragestellungen und Entscheidungen bieten, als das mit Hilfe der Auswertung Linearer Ausgaben-systeme der Fall ist. Quadratische Ausgaben-systeme besitzen gegenüber den sog. flexiblen Nachfragesystemen, die eine freie Schätzung auch sämtlicher Kreuzpreiselastizitäten erlauben, den großen Vorteil, dass zur Schätzung des QES Haushaltsbudgetdaten mit zwei unterschiedlichen beobachteten Preiskonstellationen ausreichen. Dies gilt unabhängig von der Anzahl der betrachteten Gütergruppen. Bei den flexiblen Nachfragesystemen wächst dagegen die zur Schätzung erforderliche Anzahl unterschiedlicher Preisregime quadratisch mit der Anzahl der Gütergruppen. In empirischen (Zeitreihen-)Analysen des AID- oder des Translog-Systems wird daher zumeist nur eine sehr geringe Anzahl von Güteraggregaten betrachtet, um eine sparsame Parametrisierung des Modells zu gewährleisten. Diese Praxis wird durch die schlechten Ergebnisse, die im Rahmen der QES-Schätzung bei einer Verringerung der Anzahl der betrachteten Gütergruppen erzielt wurden, in Frage gestellt.

Gleichwohl muss eingestanden werden, dass die Schätzung des QES anhand nur zweier EVS-Erhebungen, wie in der vorliegenden Studie, infolge der äußerst geringen Preisvariation nicht unproblematisch ist und nur zu einer recht groben Modellierung haushaltstypspezifischer Nachfragestrukturen taugt. Für die deutsche Nachfrageforschung kann es sich jedoch als äußerst vorteilhaft erweisen, wenn der Erhebungsmodus der EVS entlang den in Abschnitt B.I.1. skizzierten Linien modifiziert und die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe mit den Laufenden Wirtschaftsrechnungen verschmolzen wird. Sobald die Daten der jährlichen Teilerhebungen der Nachfrageforschung zugänglich gemacht werden, könnten bezüglich der empirischen Analyse Quadratischer Ausgaben-systeme erhebliche Fortschritte erzielt werden: Die jährlich zu beobachtende Preisvariation dürfte den geringeren Stichprobenumfang der Teilerhebungen wettmachen, so dass – zusammen mit den weiterhin alle fünf Jahre geplanten Hauptidehebungen – schon auf mittlere Frist eine Zeitreihe von Querschnitten zur Verfügung steht, anhand derer eine detailliertere und robustere ökonometrische Auswertung Quadratischer Ausgaben-systeme möglich wäre.

Zusammenfassung

In der vorliegenden Studie erfolgte eine modelltheoretisch in der neoklassischen Nutzentheorie verankerte, nach soziodemographischen Aspekten gegliederte Analyse des Verbrauchsverhaltens deutscher Haushalte.

Dabei wurde einerseits auf die Überprüfung allgemeiner nachfragetheoretischer Restriktionen gezielt, andererseits sollte ein mit den im Zuge der Einkommens- und Verbrauchsstichproben erhobenen Daten vereinbarer Modellrahmen ermittelt werden, der sich aufgrund seiner empirischen Validität für eine weitergehende Verwendung in verbrauchsorientierten und sozialpolitisch motivierten Studien empfiehlt. Insbesondere für die Ausgestaltung und Beurteilung der Staffelung staatlicher Transferzahlungen z. B. im Rahmen des Familienlastenausgleichs oder des Sozialhilfesystems hinsichtlich der demographischen Zusammensetzung der Empfängerhaushalte sind Wohlfahrtsvergleiche unerlässlich. Wegen des zugrundeliegenden Konstrukts einer für alle Haushalte gültigen, demographische gegliederten Nutzenfunktion bieten sich neoklassische Nachfragemodelle als theoretischer Analyserahmen für solche Fragestellungen in besonderem Maße an. Die Schätzung entsprechender Nachfragesysteme anhand beobachteter Verbrauchsdaten kann dann die Basis zur Quantifizierung von Wohlfahrtseffekten bilden.

Die gewählte Vorgehensweise, den Daten der EVS 1993 zunächst nur ein Minimum an Modellstruktur aufzuerlegen, daraufhin die Spezifikation schrittweise unter Anwendung geeigneter Testverfahren stärker zu beschränken um die schließlich identifizierten Modelle auf ihre ökonomische Aussagekraft hin zu überprüfen, hat sich dabei bewährt.

Im Rahmen einer nichtparametrischen, demographisch gegliederten Analyse der Daten der EVS 1993 zeigten sich neben Unterschieden in der Budgetaufteilung bei Haushalten mit unterschiedlicher Kinderzahl auch deutliche Unterschiede in der Lage der Einkommensverteilungen beispielsweise zwischen Alleinlebenden und Ehepaarhaushalten. Eine Korrelation demographischer Variablen mit dem Einkommen birgt die Gefahr, dass im Rahmen einer aggregierten Analyse demographische Variation fälschlicherweise als Einkommenseffekt missdeutet wird, was sich beispielsweise im Kontext parametrischer Engelkurven in der Wahl einer unnötig hohen Parametri-

sierung niederschlägt. Damit lässt sich erklären, dass Tests der Rangrestriktion den – nachfragetheoretisch maximal zulässigen – Rang von drei akzeptieren, wenn die Verbrauchsdaten bezüglich der Haushaltsmerkmale hinlänglich gegliedert werden, während die aggregierte Betrachtung einen Rang von mindestens vier nahelegt.

Mit einem Rang von drei sind sowohl quadratische Engelkurvenmodelle vereinbar, die die güterspezifischen Ausgaben als quadratische Funktion des Einkommens beschreiben, als auch Engelkurven, die eine quadratische Abhängigkeit zwischen Budgetanteilen und dem logarithmierten Einkommen postulieren. Beide Funktionsformen sind insofern mit den Daten der EVS 1993 vereinbar, als sich anhand geeigneter Testverfahren keine signifikanten Unterschiede zwischen diesen spezifischen Kurvenformen und einer nichtparametrischen Engelkurvenschätzung ausmachen lassen. Bezüglich der Modellierung der Einkommensabhängigkeit güterspezifischer Nachfragen liefern beide Spezifikationen für die betrachteten Haushaltstypen sehr ähnliche Kenngrößen (marginale Budgetanteile und Einkommenselastizitäten). Ferner lassen sich beide quadratische Kurvenformen als Engelkurven spezieller integrierbarer, d. h. mit der neoklassischen Axiomatik vereinbarer Nachfragesysteme interpretieren: Im direkt quadratischen Ansatz repräsentieren sie die „reduzierte Form“ des Quadratischen Ausgabensystems QES (Howe et al. (1979)), und das logarithmisch-quadratische Budgetanteilsmodell ist vereinbar mit einer quadratischen Erweiterung QAIDS des AID-Systems, vgl. Banks et al. (1997).

Die Möglichkeiten einer weitergehenden Analyse dieser Nachfragesysteme unterscheidet sich aufgrund der Datenlage: Da die EVS als Querschnittserhebung keine Information bezüglich einer Variation der Preise enthält, lassen sich Preiskoeffizienten von Nachfragesystemen auf Basis dieser Daten nicht ermitteln. Es ist mithin allein das Engelkurvensystem, nicht aber das komplette Nachfragesystem, dass sich auf Basis eines Querschnitts von Haushaltsbudgetdaten identifizieren lässt. Das QES und das QAIDS weisen jedoch in dieser Hinsicht einen unterschiedlichen Grad an Unteridentifikation auf: Während das QAIDS als „flexible“ Funktionsform ein bezüglich der Preiseffekte sehr hoch parametrisiertes Nachfragesystem darstellt, bei dem die Anzahl der Preiskoeffizienten zudem überproportional mit der Anzahl der betrachteten Gütergruppen anwächst, ist das QES – unabhängig von der Anzahl der betrachteten Güter – grundsätzlich mit einem Minimum beobachteter Preisvariation, nämlich anhand der Daten zweier Preisregime, identifizierbar und schätzbar.

Im Rahmen der vorliegenden Studie wurden daher zusätzlich Daten der EVS 1988 herangezogen, um eine Schätzung Quadratischer Ausgabensysteme zu bewerkstelligen. Auch wenn aufgrund der äußerst gerin-

gen Preisvariation eine aussagekräftige Schätzung der QES-Koeffizienten nur in einem bezüglich der demographischen Gliederung sehr sparsam parametrisierten „Grundmodell“ möglich war, ließen sich dennoch sensible Ergebnisse ableiten: So ist die QES-Spezifikation mit den EVS-Daten vereinbar in dem Sinne, dass es eine signifikant bessere Anpassung an die Verbrauchsbeobachtungen aufweist als die Spezifikation des Linearen Ausgabensystems und die Negativitätsbedingung als allgemeine nutzentheoretische Restriktion eingehalten wird. Bezüglich der Nachfrageunterschiede bei Haushalten unterschiedlicher Zusammensetzung ließ sich beispielsweise beobachten, dass bei niedrigen Einkommen Familien mit Kindern deutlich sensibler auf Preisänderungen reagieren als kinderlose Ehepaare, dass sich aber die Preisreaktion mit zunehmendem Einkommen immer stärker angleicht, während die Diskrepanz zu den Preisreaktionen der Alleinlebenden mit dem Einkommen wächst. Spezielle Parameter im QES können als Mindestverbrauch interpretiert werden. Setzt man die zugehörigen geschätzten Ausgaben für unterschiedliche Haushaltstypen zueinander ins Verhältnis, resultieren folglich Äquivalenzskalen für ein „Mindestniveau“ der Lebenshaltung. Während gleicher Art anhand Linearer Ausgabensysteme ermittelte Äquivalenzskalen typischerweise unplausibel niedrige Werte aufweisen, liegen die QES-Mindestbedarfsrelationen in der Größenordnung der sog. „alten OECD-Skala“ (OECD (1982)), die als institutionelle Skala in zahlreichen Wohlfahrtsanalysen Verwendung findet. Die Schätzergebnisse des QES können insofern als empirische Untermauerung dieser normativen Skala im Bereich niedriger Einkommen interpretiert werden. Insgesamt gibt die Analyse Anlass zu der Einschätzung, dass Quadratische Ausgabensysteme einen überaus geeigneten Modellrahmen darstellen, wenn in Zukunft im Zuge der Verschmelzung von EVS und Laufenden Wirtschaftsrechnungen jährlich erhobene Verbrauchsdaten mit hohem Repräsentationsgrad für Deutschland vorliegen.

Weniger optimistisch stimmt die weitergehende Analyse des QAIDS. Wegen der hohen Zahl von Preisparametern wäre hier ein in der Zeitdimension erheblich umfangreicherer Längsschnitt demographisch gegliederter Verbrauchsdaten zur zuverlässigen Schätzung der Strukturparameter notwendig als im Fall des QES. Im Rahmen der vorliegenden Studie konnte allein das zugehörige Engelkurvensystem untersucht werden. Dieses kann jedoch zur Überprüfung eines zentralen Konzepts der Wohlfahrtsmessung, nämlich der Annahme nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen, herangezogen werden.

In ihrer fundamentalen Kritik haben Pollak und Wales (1979) darauf hingewiesen, dass infolge der Ordinalität des Nutzenkonzepts eine Ableitung von Äquivalenzskalen allein anhand von Marktdaten schlichtweg

nicht möglich sei. Das Argument von Pollak und Wales wurde bereits in der Einleitung dieser Studie illustriert und im weiteren Verlauf der Untersuchung eingehender diskutiert. Gemäß dieser auf die einschlägige Literatur Bezug nehmenden Argumentation ergeben sich bei der Analyse von Haushaltsbudgetdaten nur zwei Auswege aus dem beschriebenen Dilemma: Zum einen ist es die – letztlich normative – Unterstellung eines absoluten, von monotonen Nutzentransformationen unabhängigen Mindestverbrauchs, der die Ableitung von Äquivalenzskalen allein für ein „Mindestniveau“ der Lebenshaltung zulässt, ein Beispiel sind die Relationen der Mindestausgaben im Linearen und im Quadratischen Ausgabensystem. Zum anderen ist es die Annahme nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen, die dem Nachfragesystem testbare Restriktionen auferlegt. Diese Restriktionen lassen sich anhand des zugehörigen Engelkurvensystems, d. h. im Querschnitt überprüfen, doch selbst die Vereinbarkeit der Daten mit den betreffenden Restriktionen bedeutet nicht die Eindeutigkeit der abgeleiteten Äquivalenzrelationen.

Bei der empirischen Analyse des Systems log-quadratischer Budgetanteilskurven, das angesichts der oben genannten Ergebnisse grundsätzlich mit den EVS-Daten vereinbar ist, müssen die Restriktionen nutzenunabhängiger Äquivalenzskalen verworfen werden. Insofern sind die Skalengewichte von ca. 0,5 für den zweiten Erwachsenen und von ca. 0,3 für das erste Kind, die sich in diesem Modellrahmen ohnehin nur für eine sehr spezifische Altersabgrenzung der Haushaltsmitglieder ergaben, kaum aussagekräftig und liefern trotz der engen Übereinstimmung mit den entsprechenden Individualgewichten der sog. „neuen OECD“-Skala (Hagenaars et al. (1994)) keinen empirischen Beleg für die Angemessenheit dieser Skala zur Berechnung von Äquivalenzeinkommen in der Bundesrepublik.

Bezüglich der Anwendung vieler institutioneller Skalen zeigen die empirischen Ergebnisse der vorliegenden Arbeit, dass eine Unterscheidung von Haushaltsmitgliedern nur nach Erwachsenen und Kindern zu grob ist, als dass sie zur Ermittlung von Verbrauchsrelationen zwischen Haushalten unterschiedlicher Zusammensetzung ausreichen würde. Die Schätzergebnisse deuten vielmehr auf erhebliche Größenvorteile von Haushalten mit steigender Personenzahl. Insofern greift es zu kurz, unabhängig von der Gesamtzahl der Haushaltsmitglieder konstante Individualgewichte für jedes erwachsene Haushaltsmitglied und jedes Kind im Haushalt zu unterstellen. Insbesondere bezüglich der Kinderzahl zeigen die empirischen Resultate, dass dem ersten Kind ein höheres Individualgewicht gebührt als dem zweiten Kind, und das dritte Kind lässt den Gesamtverbrauch des Haushalts wiederum nur unterproportional ansteigen. Skalen, die die Haushaltskala durch Addition identischer Personengewichte für jeden Erwachse-

nen und ebenfalls gleich hoher Gewichte für jedes Kind ermitteln, unterschätzen folglich die Größenvorteile und überschätzen tendenziell die Äquivalenzrelationen für große Haushaltsgemeinschaften. Sind zudem die Individualgewichte relativ hoch, wie insbesondere bei der deutschen Sozialhilfeskala, so erhält man für Familien mit vielen Kindern sehr hohe Skalenwerte. Die damit verbundene Problematik adverser Anreizeffekte äußert sich bei der Sozialhilfeskala durch einen möglichen Konflikt mit dem sog. „Lohnabstandsgebot“: Für große Haushaltsgemeinschaften bzw. kinderreiche Familien besteht eventuell kaum noch ein Anreiz, zugunsten eines (geringen) Erwerbseinkommens bei Aufnahme einer Beschäftigung auf eine relativ hohe Summe von Sozialhilfeleistungen zu verzichten. Die Ergebnisse der vorliegenden Art rechtfertigen dagegen – unabhängig vom gewählten Modellansatz – die Annahme relativ starker Größenvorteile bei kinderreichen Familien, so dass die Berücksichtigung dieser Größenvorteile bei staatlichen Transferleistungen entsprechend eher mit positiven Leistungsanreizen verbunden wäre.

Angesichts des fundametalen Identifikationsproblems wird man bei der empirischen Ableitung von Äquivalenzskalen auf Basis von Haushaltsbudgetdaten stets mit dem ernüchternden Diktum von Pollak und Wales (1992) bezüglich der Statthaftigkeit interpersoneller Wohlfahrtsvergleiche konfrontiert sein, dass nämlich der überzeugendste Beweis für die Möglichkeit solcher Vergleiche die Häufigkeit sei, mit der sie durchgeführt werden.¹ Sicherlich reicht es nicht aus, dem Identifikationsproblem zwar ein Lippenbekenntnis abzustatten, es anschließend aber geflissentlich zu ignorieren.² Gerechtfertigt ist aber der Hinweis darauf, dass es bezüglich allgemein *akzeptabler* Alternativen zur Wohlfahrtsmessung anland von Verbrauchsdaten mangelt.³ Auf welch tönernen Füßen selbst allgemein *akzeptierte*, zumindest in unzähligen Studien angewendete Skalen stehen können, zeigen

¹ „We find the most convincing argument that such comparisons are possible is the frequency with which they are made.“ Pollak/Wales (1992), S. 93.

² So erklären beispielsweise Banks/Johnson (1994) in einer Fußnote (S. 3, Fußnote 2): „We simply assert that observed economic behaviour cannot truly identify a complete measure of economic behaviour (see Pollak and Wales, 1979), but from now on we will ignore this and use the term „welfare“ to mean „that part of well-being which economists *can* identify“ (Hervorhebung im Original).

³ Ray (1983), S. 101 schreibt: „However, as McClements (1979, p. 241) quite rightly pointed out in this journal, „most policy decisions cannot be deferred until academics are satisfied that they have the right answers“, and until such a time has come, the use of observed consumption data to estimate equivalence scales, however unsatisfactory otherwise, must remain the only practical approach.“ Auch wenn das Zitat von Ray nahezu 20 Jahre zurückliegt, zeigt die weitere Argumentation (vgl. insbesondere Fußnote 4), dass es nur wenig an Aktualität eingebüßt hat.

die OECD-Skalen. Die ältere wie die neuere OECD-Skala sind rein normativ festgelegte Relationen. So begründen Hagenaars et al. (1994), S. 18, bei der Einführung der neueren Skala die gegenüber der älteren OECD-Skala geringeren Individualgewichte mit dem lapidaren Hinweis darauf, dass in der Forschung Einigkeit darüber bestünde, dass die Gewichte der alten OECD-Skala zu niedrig seien. Eine Begründung des numerischen Wertes der modifizierten Individualgewichte unterbleibt völlig.⁴ Demgegenüber bietet eine ausgabenbasierte Skala, auch wenn Sie auf untestbaren bzw. nicht falsifizierbaren Annahmen beruht – genauer: beruhen muss – den Vorteil, dass hier die Annahmen offenliegen und selbst zum Gegenstand der Diskussion gemacht werden können. Diese positive Sichtweise folgt Deaton (1997), der bezüglich des Identifikationsproblems bemerkt, dass die Konsequenz daraus nicht sei, dass Äquivalenzskalen nicht geschätzt werden können, sondern vielmehr, dass Skalen, die sich nicht auf explizite Annahmen stützen, kaum ernst zu nehmen sind.⁵

⁴ Im Schlusskapitel ihrer Armutsstudie konstatieren *Hagenaars et al.* (1994), S. 194: „The main results of this report are obtained using the modified OECD scale. Admittedly, this is a pragmatic choice and should be considered as arbitrary as the choice of the original OECD scale. One of the main arguments to use the modified OECD scale is that this scale is close to the average of the scales derived in the literature.“

⁵ „The lesson of the underidentification result is not that scales cannot be estimated, but that scales that are not supported by explicit assumptions are scales that cannot be treated seriously.“ *Deaton* (1997), S. 251.

Anhang

I. Roys Identität

Die Kostenfunktion $c = C(u, p)$ gibt an, welche Ausgaben bei gegebenen Preisen mindestens erforderlich sind, um ein gegebenes Nutzenniveau u zu erreichen. Gleichzeitig gilt die Kostendefinition $c = \mu = \sum_k p_k q_k$. Die Nachfragemengen ergeben sich damit als Ableitung der Kostenfunktion nach den Preisen:

$$(A.1) \quad q_i = \partial C(u, p) / \partial p_i$$

Wegen $\partial \ln C(\cdot) / \partial C(\cdot) = 1/C(\cdot)$ bzw. $\partial C(\cdot) / C(\cdot) = \partial \ln C(\cdot)$ und entsprechend $\partial p_i / p_i = \partial \ln p_i$ lässt sich (A.1) auch in Budgetanteilsform darstellen: Aus

$$(A.2) \quad q_i = \frac{\partial C(\cdot)}{\partial p_i} \cdot \frac{p_i}{C(\cdot)} \cdot \frac{C(\cdot)}{p_i} = \frac{\partial \ln C(\cdot)}{\partial \ln p_i} \cdot \frac{C(\cdot)}{p_i}$$

folgt wegen $c = \mu$

$$(A.3) \quad w_i = \frac{p_i q_i}{\mu} = \frac{\partial \ln C(\cdot)}{\partial \ln p_i}$$

Durch Auflösen der Kostenfunktion $C(u, p)$ nach dem Nutzen u erhält man die indirekte Nutzenfunktion $u = V(c, p)$ bzw. $u = V(\mu, p)$, die das bei gegebenem Einkommen μ und gegebenen Preisen p maximal erreichbare Nutzenniveau determiniert. Aus der indirekten Nutzenfunktion lassen sich die nutzenmaximalen Verbrauchsmengen ableiten, indem man die Identität $V(\mu, p) = u$ bei konstantem Nutzen nach den Preisen ableitet. Unter Berücksichtigung von $\mu = c$ und $q_i = \partial C(\cdot) / \partial p_i$ erhält man

$$(A.4) \quad \frac{\partial V(\mu, p)}{\partial p_i} + \frac{\partial V(\mu, p)}{\partial \mu} \cdot \frac{\partial C(u, p)}{\partial p_i} = \frac{\partial V(\mu, p)}{\partial p_i} + \frac{\partial V(\mu, p)}{\partial \mu} q_i = 0$$

bzw.

$$(A.5) \quad q_i^m(p, \mu) = - \frac{\partial V(\cdot)/\partial p_i}{\partial V(\cdot)/\partial \mu}$$

Dieser Zusammenhang wird als Roys Identität bezeichnet. Entsprechend dem Übergang von (A.1) zu (A.3) lässt sich auch Roys Identität in Budgetanteilsform darstellen. Es gilt:

$$(A.6) \quad q_i = - \frac{\frac{\partial V(\cdot)}{\partial p_i} \cdot \frac{p_i}{V(\cdot)} \cdot \frac{V(\cdot)}{p_i}}{\frac{\partial V(\cdot)}{\partial \mu} \cdot \frac{\mu}{V(\cdot)} \cdot \frac{V(\cdot)}{\mu}} = - \frac{\frac{\partial \ln V(\cdot)}{\partial \ln p_i}}{\frac{\partial \ln V(\cdot)}{\partial \ln \mu}} \cdot \frac{\mu}{p_i}$$

bzw.

$$(A.7) \quad w_i = \frac{p_i q_i}{\mu} = - \frac{\frac{\partial \ln V(\cdot)}{\partial \ln p_i}}{\frac{\partial \ln V(\cdot)}{\partial \ln \mu}}$$

II. Ergänzende Abbildungen und Tabellen

Tabelle A.1

**Geschätzte Koeffizienten der in Abb. 18 wiedergegebenen
parametrischen Engelkurvenmodelle, Haushaltstyp A0,
ausgewählte Gütergruppen, früheres Bundesgebiet**

Modell ^a		Gütergruppe		
	Regressor	NAHRUNG	KLEIDUNG	MOBILITÄT
LOGQ	<i>const</i>	1,0157 (0,2966)	-1,0722 (0,1734)	3,0211 (0,3569)
	$\ln \mu$	-0,0898 (0,0794)	0,3191 (0,0464)	-0,7984 (0,0955)
	$(\ln \mu)^2$	-0,0172 (0,0053)	-0,0210 (0,0031)	0,0565 (0,0064)
	R^2	0,2108	0,0139	0,0498
LOG	<i>const</i>	1,1533 (0,0274)	0,1326 (0,0161)	-0,1310 (0,0333)
	$\ln \mu$	-0,1156 (0,0036)	-0,0044 (0,0021)	0,0478 (0,0044)
	R^2	0,2107	0,0011	0,0299
QUAD	<i>const</i>	0,2922 (0,0111)	0,1446 (0,0065)	0,1160 (0,0133)
	$1/\mu$	87,1330 (8,9575)	-31,3684 (5,2370)	51,3755 (10,7612)
	μ	0,00003 (0,000003)	0,00001 (0,000002)	0,00004 (0,000003)
	R^2	0,2103	0,0141	0,0523
LIN	<i>const</i>	0,1836 (0,0040)	0,1004 (0,0023)	0,2600 (0,0049)
	$1/\mu$	162,0020 (5,5089)	-0,8903 (3,1977)	-51,5735 (6,6477)
	R^2	0,1871	0,0000	0,0158

(Standardfehler in Klammern)

^a Regressand: w_i . Zur Bezeichnung der Modelle vgl. die Legende zu Abb. 18.

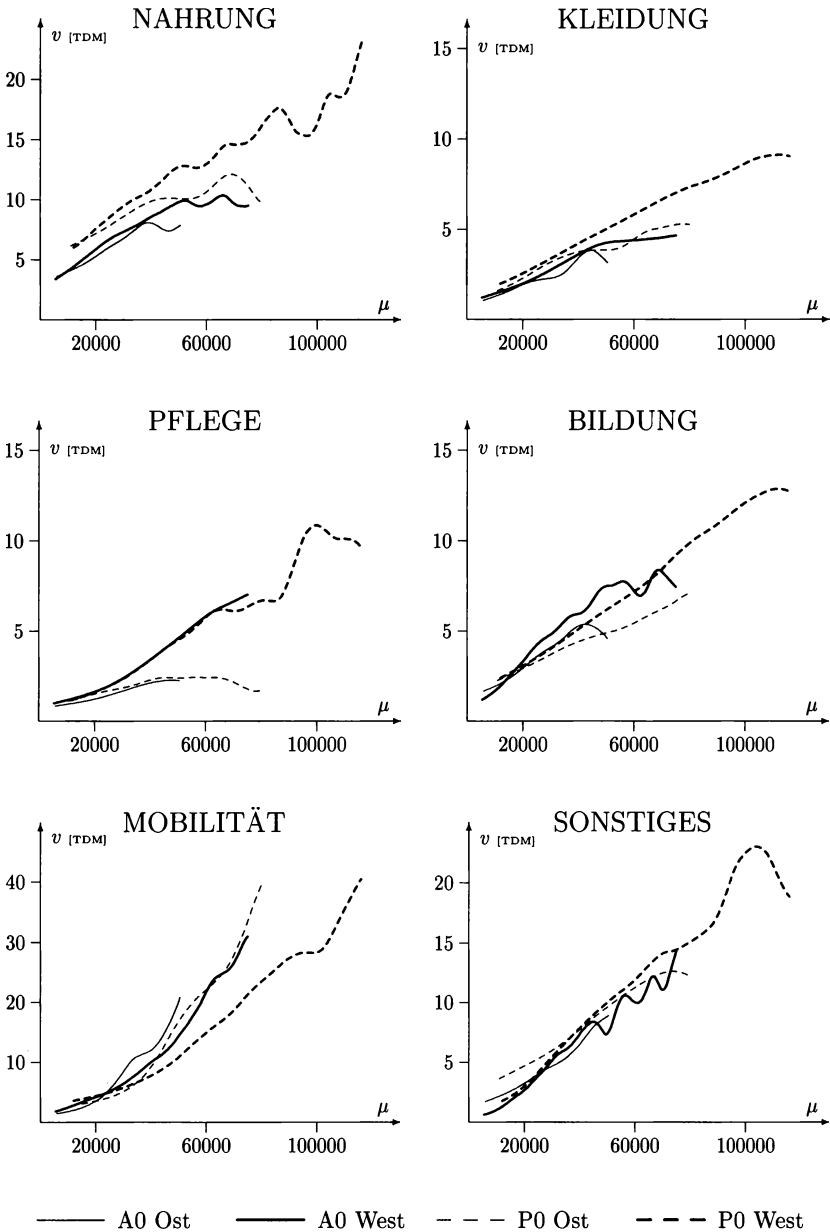


Abbildung A.1: Nichtparametrische Engelkurven für Haushalte ohne Kinder, getrennt nach Gütergruppen und Gebiet

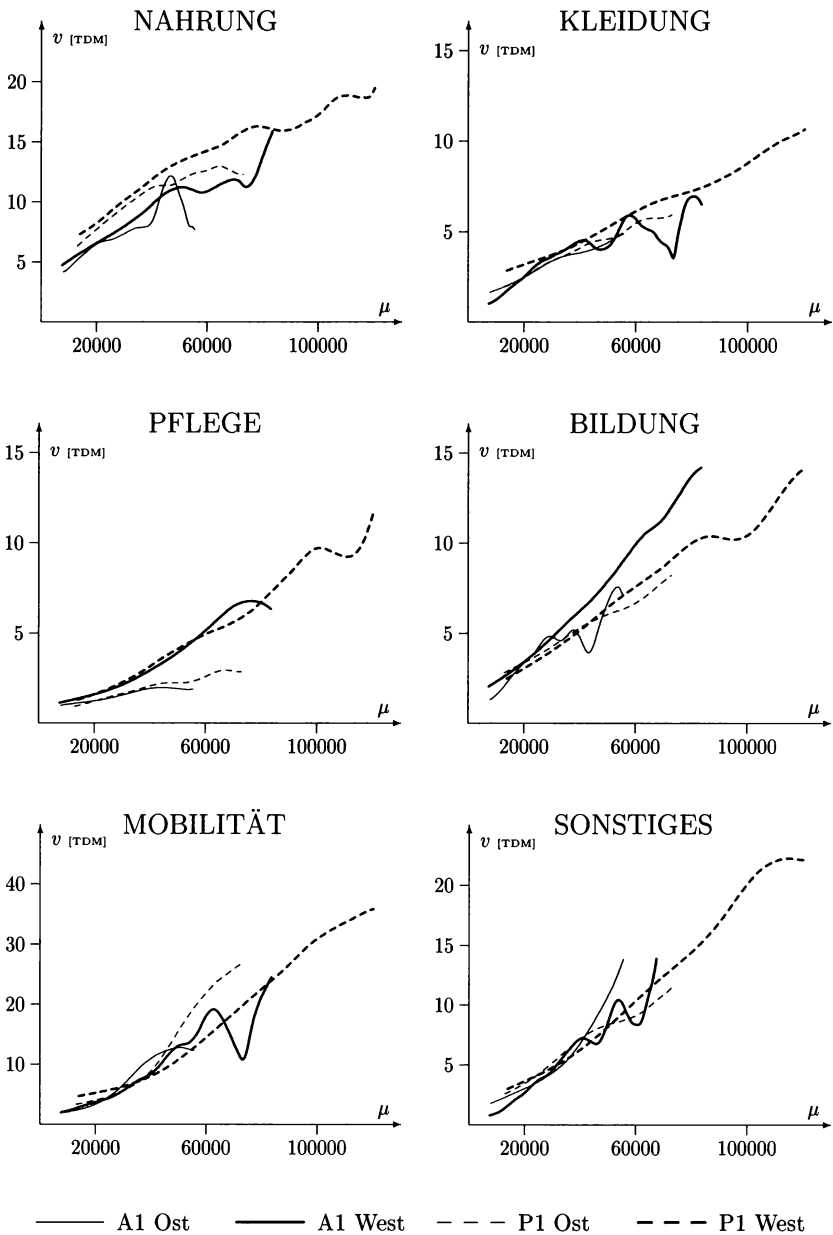


Abbildung A.2: Nichtparametrische Engelkurven für Haushalte mit einem Kind, getrennt nach Gütergruppen und Gebiet

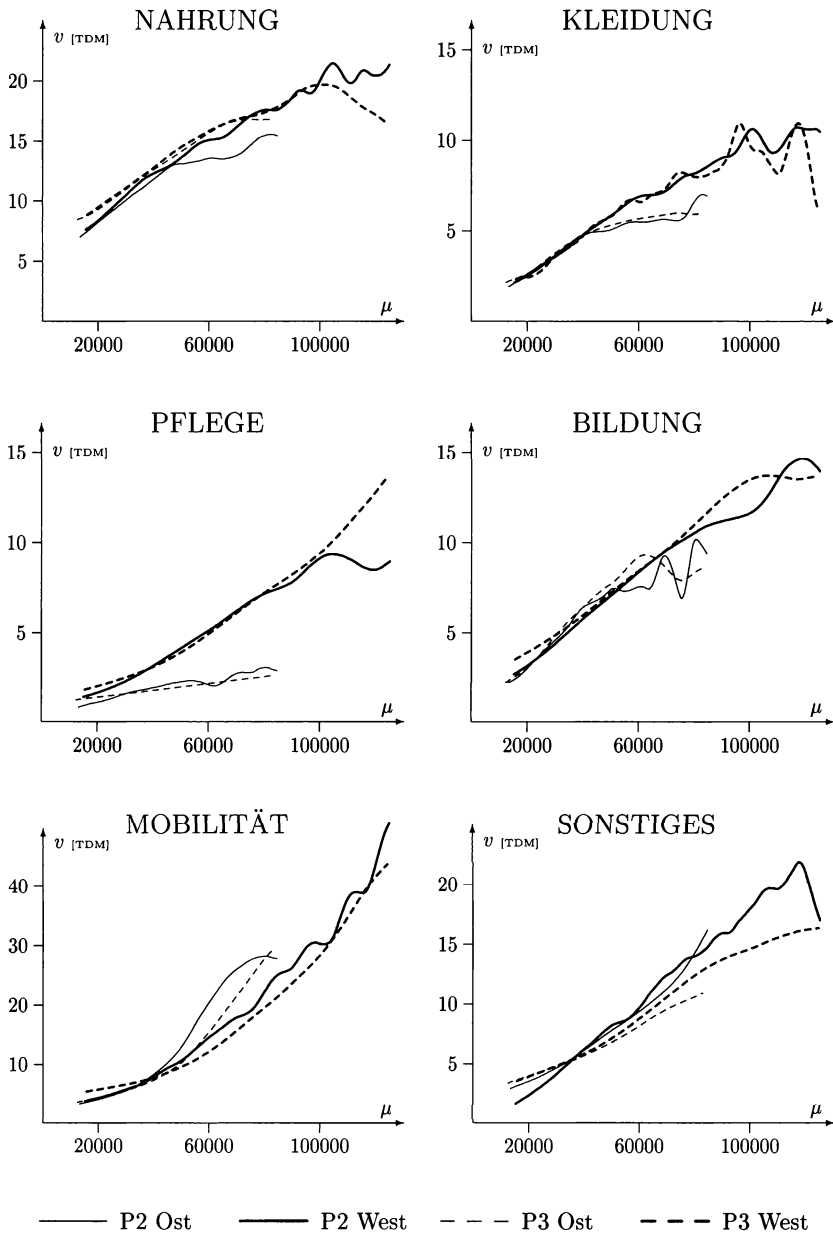


Abbildung A.3: Nichtparametrische Engelkurven für Familien mit zwei und drei Kindern, getrennt nach Gütergruppen und Gebiet

Tabelle A.2

**Marginale Signifikanzniveaus der SCM-Bootstrap-Tests
auf Anpassung parametrischer Engelkurven,
getrennt nach Haushaltstyp und Gütergruppen,
neue Bundesländer**

Gütergruppe NAHRUNG						
Haushaltstyp	A0	A1	P0	P1	P2	P3
LIN	0,001	0,001	0,022	0,000	0,007	0,001
LOG	0,456	0,103	0,012	0,654	0,442	0,189
QUAD	0,556	0,236	0,332	0,102	0,207	0,215
LOGQ	0,824	0,563	0,403	0,892	0,656	0,195

Gütergruppe KLEIDUNG						
Haushaltstyp	A0	A1	P0	P1	P2	P3
LIN	0,002	0,000	0,001	0,023	0,010	0,009
LOG	0,009	0,003	0,017	0,002	0,016	0,045
QUAD	0,660	0,166	0,333	0,676	0,195	0,220
LOGQ	0,715	0,556	0,748	0,730	0,437	0,542

Gütergruppe PFLEGE						
Haushaltstyp	A0	A1	P0	P1	P2	P3
LIN	0,000	0,004	0,056	0,073	0,022	0,007
LOG	0,013	0,001	0,223	0,168	0,019	0,287
QUAD	0,331	0,277	0,463	0,956	0,450	0,276
LOGQ	0,873	0,502	0,573	0,337	0,940	0,196

(Marginale Signifikanzniveaus über einem Prozent sind mit gekennzeichnet)

Tabelle A.2 (Forts.)
**Marginale Signifikanzniveaus der SCM-Bootstrap-Tests
auf Anpassung parametrischer Engelkurven,
getrennt nach Haushaltstyp und Gütergruppen,
neue Bundesländer**

Gütergruppe BILDUNG						
Haushaltstyp	A0	A1	P0	P1	P2	P3
LIN	0,000	0,006	0,047	0,003	0,000	0,060
LOG	0,000	0,053	0,005	0,021	0,003	0,073
QUAD	0,397	0,967	0,779	0,336	0,502	0,047
LOGQ	0,540	0,657	0,982	0,457	0,438	0,323

Gütergruppe MOBILITÄT						
Haushaltstyp	A0	A1	P0	P1	P2	P3
LIN	0,000	0,000	0,005	0,000	0,000	0,000
LOG	0,000	0,001	0,000	0,001	0,005	0,000
QUAD	0,143	0,275	0,067	0,220	0,134	0,559
LOGQ	0,068	0,458	0,167	0,318	0,433	0,995

Gütergruppe SONSTIGES						
Haushaltstyp	A0	A1	P0	P1	P2	P3
LIN	0,003	0,632	0,023	0,007	0,004	0,008
LOG	0,153	0,742	0,013	0,430	0,004	0,000
QUAD	0,330	0,662	0,359	0,895	0,996	0,087
LOGQ	0,872	0,452	0,984	0,903	0,853	0,596

(Marginale Signifikanzniveaus über einem Prozent sind mit gekennzeichnet)

Tabelle A.3
Marginale Signifikanzniveaus der Hausman-Tests auf Endogenität der Ausgabenvariable
im logarithmisch quadratischen Ansatz, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet

	WEST					WEST gesamt	ALLE
	A0	A1	P0	P1	P2	P3	
NAHRUNG	0,0000	0,0248	0,0000	0,0043	0,0050	0,0000	0,0000
KLEIDUNG	0,0000	0,9640	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
PFLEGE	0,0000	0,1383	0,8610	0,2513	0,0007	0,0363	0,8971
BILDUNG	0,0001	0,9690	0,0010	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
MOBILITÄT	0,0000	0,1695	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
SONSTIGES	0,0003	0,2815	0,3293	0,0048	0,0000	0,0948	0,0000
$R^2_{\ln \mu \cdot}$	0,396	0,499	0,393	0,360	0,387	0,403	0,518
$R^2_{(\ln \mu)^2 \cdot}$	0,390	0,497	0,389	0,359	0,387	0,400	0,512
	OST					OST gesamt	
	A0	A1	P0	P1	P2	P3	
NAHRUNG	0,0710	0,0454	0,0016	0,0237	0,0029	0,5589	
KLEIDUNG	0,6422	0,0934	0,0000	0,0000	0,0000	0,7126	
PFLEGE	0,2730	0,5722	0,4443	0,0331	0,0263	0,1602	
BILDUNG	0,3993	0,6074	0,0000	0,0825	0,0761	0,9333	
MOBILITÄT	0,3201	0,0191	0,0000	0,0000	0,0000	0,3324	
SONSTIGES	0,2716	0,0130	0,5441	0,0100	0,0246	0,1949	
$R^2_{\ln \mu \cdot}$	0,327	0,407	0,293	0,279	0,282	0,319	0,455
$R^2_{(\ln \mu)^2 \cdot}$	0,325	0,408	0,291	0,277	0,278	0,315	0,446

(Marginale Signifikanzniveaus über einem Prozent sind mit ☐ gekennzeichnet)

Tabelle A.4
Marginale Signifikanzniveaus der Rangtests im direkt polynomialen Modell mit Instrumentierung der Ausgabenvariable, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet

Modell: $v_i = a_i + b_i\mu + c_i\mu^2 + d_i\mu^3 + u$									
Test	Linear vs. Quadratisch	Quadr. vs. Kubisch	Linear vs. Quadratisch		Quadr. vs. Kubisch		Quadr. vs. Kubisch		
H_0	$c_i = d_i = 0$	$rg = 2$	$d_i = 0$	$rg = 3$	$c_i = d_i = 0$	$rg = 2$	$d_i = 0$	$rg = 3$	
Alle	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000					
West	0,0000	0,0000	0,0000	Ost	0,0000	0,0000	0,0057	0,0954	
A0	0,0000	0,0000	0,0014	A0	0,0000	0,0039	0,9292	0,5185	
A1	0,0000	0,0000	0,9409	A1	0,0006	0,0000	0,9884	0,3307	
P0	0,0000	0,0000	0,0125	P0	0,0000	0,0000	0,0001	0,3144	
P1	0,0000	0,0000	0,0209	P1	0,0014	0,0000	0,3050	0,1825	
P2	0,0000	0,0000	0,0000	P2	0,0000	0,0000	0,0350	0,3560	
P3	0,0000	0,0000	0,0001	P3	0,0018	0,0000	0,6148	0,2259	

(Marginale Signifikanzniveaus über einem Prozent sind mit ☐ gekennzeichnet)

Tabelle A.5

Marginale Signifikanzniveaus der Rangtests im logarithmisch polynomialen Modell mit Instrumentierung der Ausgabenvariable, getrennt nach Haushaltstyp und Gebiet

Modell: $w_i = a_i + b_i \ln \mu + c_i (\ln \mu)^2 + d_i (\ln \mu)^3 + u$									
Test	Linear vs. Quadratisch	Quadr. vs. Kubisch	Linear vs. Quadratisch			Quadr. vs. Kubisch			
H_0	$c_i = d_i = 0$	$d_i = 0$	$rg = 2$	$c_i = d_i = 0$	$rg = 3$	$d_i = 0$	$rg = 2$	$d_i = 0$	$rg = 3$
Alle	0,0000	0,0000	0,0004						
West	0,0000	0,0000	0,0000	Ost	0,0000	0,0000	0,0000	0,0459	0,1106
A0	0,0000	0,0000	0,0016	A0	0,0002	0,0000		0,6255	0,8452
A1	0,0000	0,0000	0,9661	A1	0,0847	0,0564		0,9322	0,2590
P0	0,0000	0,0000	0,3960	P0	0,0000	0,0000		0,3303	0,2105
P1	0,0000	0,0000	0,6547	P1	0,0000	0,0000		0,5846	0,6466
P2	0,0000	0,0000	0,0014	P2	0,0000	0,0000		0,6029	0,2921
P3	0,0000	0,0000	0,0000	P3	0,0030	0,0000		0,7327	0,8805

(Marginale Signifikanzniveaus über einem Prozent sind mit ☐ gekennzeichnet)

Tabelle A.6

Geschätzte Äquivalenzskalen bei Nutzenunabhängigkeit und log-quadratischen Budgetanteilskurven, differenziert nach Alter der Kinder, getrennt nach Gütergruppen

WEST				
	BILDUNG	KLEIDUNG	MOBILITÄT	SONSTIGES
A0	1,000	1,000	1,000	1,000
A1a	1,546 (0,481)	0,615 (0,153)	0,743 (0,093)	1,162 (0,388)
A1b	2,066 (0,418)	1,054 (0,193)	1,202 (0,077)	0,995 (0,232)
P0	1,827 (0,132)	1,587 (0,122)	1,467 (0,058)	1,497 (0,162)
P1a	1,701 (0,176)	1,059 (0,116)	1,195 (0,076)	1,473 (0,203)
P1b	2,553 (0,278)	1,473 (0,149)	1,696 (0,091)	1,880 (0,277)
P2aa	1,733 (0,200)	1,331 (0,157)	1,262 (0,085)	1,351 (0,204)
P2ab	2,099 (0,265)	1,413 (0,170)	1,416 (0,102)	1,435 (0,235)
P2bb	2,525 (0,250)	1,409 (0,139)	1,640 (0,093)	1,554 (0,205)
P3aaa	1,737 (0,355)	1,509 (0,372)	1,075 (0,165)	1,406 (0,528)
P3aab	1,799 (0,328)	1,209 (0,253)	1,403 (0,156)	1,095 (0,261)
P3abb	3,040 (0,429)	1,431 (0,239)	1,486 (0,111)	0,957 (0,182)
P3bbb	2,982 (0,479)	1,613 (0,242)	1,907 (0,149)	1,425 (0,279)
$\hat{c}_{0i}$	-0,029 (0,002)	-0,020 (0,002)	0,082 (0,004)	-0,027 (0,003)
$p[H_0^c]$	0,0040	0,2917	0,0002	0,0559

OST				
	BILDUNG	KLEIDUNG	MOBILITÄT	SONSTIGES
A0	1,000	1,000	1,000	1,000
A1a	1,116 (0,341)	0,861 (0,342)	1,045 (0,200)	2,059 (0,720)
A1b	1,163 (0,238)	1,084 (0,199)	1,133 (0,135)	1,242 (0,316)
P0	1,300 (0,160)	1,673 (0,178)	1,499 (0,084)	2,017 (0,337)
P1a	1,279 (0,236)	1,547 (0,294)	1,333 (0,128)	1,376 (0,362)
P1b	1,690 (0,225)	1,668 (0,199)	1,572 (0,109)	1,714 (0,322)
P2aa	1,907 (0,477)	1,592 (0,268)	1,506 (0,166)	1,579 (0,412)
P2ab	1,302 (0,222)	1,565 (0,211)	1,600 (0,127)	2,138 (0,416)
P2bb	2,047 (0,265)	1,570 (0,180)	1,893 (0,124)	3,011 (0,593)
P3aaa	1,046 (1,631)	16,78 (20,26)	2,072 (0,749)	2,302 (1,934)
P3aab	2,500 (1,196)	1,566 (0,563)	2,128 (0,491)	2,236 (2,114)
P3abb	2,011 (0,426)	1,833 (0,393)	1,701 (0,212)	1,388 (0,486)
P3bbb	1,454 (0,318)	2,374 (0,494)	1,707 (0,181)	2,241 (0,852)
$\hat{c}_{0i}$	-0,044 (0,006)	-0,034 (0,004)	0,137 (0,009)	-0,039 (0,007)
$p[H_0^c]$	0,3701	0,8094	0,7197	0,0865

Standardfehler in Klammern. $p[H_0^c]$: marginales Signifikanzniveau des Tests auf Nutzenunabhängigkeit der Äquivalenzskala (Nullhypothese), vgl. (117)

Tabelle A.7
Geschätzte Äquivalenzskalen bei Nutzenunabhängigkeit und log-quadratischen Budgetanteilskurven, differenziert nach Alter der Erwachsenen, getrennt nach Gütergruppen

WEST				
	BILDUNG	KLEIDUNG	MOBILITÄT	SONSTIGES
A0T	0,522 (0,149)	0,699 (0,210)	0,606 (0,056)	0,639 (0,220)
A0J	1,000	1,000	1,000	1,000
A0A	1,422 (0,159)	1,440 (0,175)	1,148 (0,054)	1,245 (0,339)
A1J	2,117 (0,535)	1,072 (0,189)	1,073 (0,081)	1,139 (0,255)
A1A	2,475 (0,672)	1,061 (0,309)	1,364 (0,144)	1,443 (0,519)
P0J	1,706 (0,227)	1,994 (0,256)	1,631 (0,106)	2,594 (0,496)
P0A	2,227 (0,219)	1,838 (0,184)	1,607 (0,077)	1,612 (0,207)
P1J	1,910 (0,223)	1,326 (0,156)	1,333 (0,081)	1,751 (0,248)
P1A	3,006 (0,456)	1,657 (0,228)	2,088 (0,142)	2,564 (0,511)
P2J	2,282 (0,253)	1,575 (0,169)	1,438 (0,076)	1,728 (0,222)
P2A	3,238 (0,505)	1,969 (0,296)	2,282 (0,175)	2,215 (0,425)
P3J	2,781 (0,369)	1,581 (0,228)	1,494 (0,103)	1,461 (0,234)
P3A	3,862 (1,006)	1,820 (0,383)	2,227 (0,285)	1,764 (0,471)
$\hat{c}_{0i}$	-0,028 (0,002)	-0,021 (0,002)	0,087 (0,004)	-0,028 (0,003)
$p[H_0^c]$	0,0032	0,1322	0,0000	0,0000

OST				
	BILDUNG	KLEIDUNG	MOBILITÄT	SONSTIGES
A0T	1,173 (0,964)	1,048 (0,823)	1,344 (0,274)	0,872 (0,661)
A0J	1,000	1,000	1,000	1,000
A0A	0,736 (0,172)	1,020 (0,175)	1,069 (0,100)	1,577 (0,426)
A1J	0,846 (0,241)	0,971 (0,233)	1,082 (0,139)	1,887 (0,582)
A1A	1,118 (0,399)	1,313 (0,305)	1,375 (0,307)	1,743 (0,718)
P0J	1,436 (0,486)	1,481 (0,423)	1,483 (0,322)	2,905 (2,090)
P0A	1,109 (0,246)	1,681 (0,241)	1,565 (0,130)	2,658 (0,646)
P1J	1,292 (0,302)	1,467 (0,258)	1,367 (0,134)	1,403 (0,370)
P1A	1,513 (0,374)	1,767 (0,309)	1,882 (0,209)	3,344 (1,150)
P2J	1,300 (0,291)	1,687 (0,243)	1,795 (0,155)	3,489 (0,870)
P2A	2,383 (0,859)	1,374 (0,322)	1,752 (0,292)	2,301 (0,991)
P3J	1,627 (0,417)	1,958 (0,386)	1,902 (0,214)	2,551 (0,796)
P3A	1,905 (2,802)	1,593 (3,824)	2,120 (0,422)	2,254 (9,031)
$\hat{c}_{0i}$	-0,046 (0,006)	-0,036 (0,004)	0,142 (0,010)	-0,038 (0,008)
$p[H_0^c]$	0,1444	0,4962	0,0007	0,1614

Standardfehler in Klammern. $p[H_0^c]$: marginales Signifikanzniveau des Tests auf Nutzenunabhängigkeit der Äquivalenzskala (Nullhypothese), vgl. (117)

Tabelle A.8

**Geschätzte kompensierte Preiselastizitäten im QES
für verschiedene Haushaltstypen im alten Bundesgebiet,
ausgewertet an den Einkommensquartilen**

		A0	A1	P0	P1	P2	P3
NAHRUNG	$\mu_{0,25}$	-0,154 (0,0027)	-0,0065 (0,0001)	-0,146 (0,0026)	-0,0913 (0,0016)	-0,0843 (0,0015)	-0,0813 (0,0014)
	$\mu_{0,50}$	-0,256 (0,0046)	-0,146 (0,0026)	-0,195 (0,0040)	-0,164 (0,0030)	-0,152 (0,0028)	-0,142 (0,0027)
	$\mu_{0,75}$	-0,287 (0,0059)	-0,213 (0,0040)	-0,143 (0,0104)	-0,145 (0,0073)	-0,130 (0,0073)	-0,121 (0,0071)
KLEIDUNG	$\mu_{0,25}$	-0,262 (0,0027)	-0,010 (0,0001)	-0,266 (0,0027)	-0,154 (0,0016)	-0,142 (0,0014)	-0,141 (0,0014)
	$\mu_{0,50}$	-0,385 (0,0040)	-0,211 (0,0022)	-0,314 (0,0032)	-0,253 (0,0026)	-0,234 (0,0024)	-0,228 (0,0023)
	$\mu_{0,75}$	-0,391 (0,0041)	-0,287 (0,0029)	-0,219 (0,0037)	-0,212 (0,0029)	-0,192 (0,0028)	-0,185 (0,0027)
PFLEGE	$\mu_{0,25}$	-0,263 (0,0094)	-0,014 (0,0005)	-0,264 (0,0094)	-0,207 (0,0074)	-0,185 (0,0066)	-0,186 (0,0066)
	$\mu_{0,50}$	-0,364 (0,0130)	-0,263 (0,0094)	-0,276 (0,0100)	-0,285 (0,0102)	-0,261 (0,0094)	-0,256 (0,0092)
	$\mu_{0,75}$	-0,330 (0,0120)	-0,306 (0,0110)	-0,156 (0,0075)	-0,186 (0,0078)	-0,168 (0,0073)	-0,162 (0,0071)
BILDUNG	$\mu_{0,25}$	-0,245 (0,0020)	-0,0099 (0,0000)	-0,298 (0,0024)	-0,165 (0,0013)	-0,143 (0,0011)	-0,138 (0,0011)
	$\mu_{0,50}$	-0,362 (0,0029)	-0,204 (0,0016)	-0,333 (0,0027)	-0,262 (0,0021)	-0,233 (0,0019)	-0,221 (0,0018)
	$\mu_{0,75}$	-0,367 (0,0030)	-0,276 (0,0022)	-0,223 (0,0034)	-0,213 (0,0025)	-0,188 (0,0024)	-0,178 (0,0023)
MOBILITÄT	$\mu_{0,25}$	-0,209 (0,0048)	-0,0093 (0,0002)	-0,209 (0,0048)	-0,110 (0,0025)	-0,109 (0,0025)	-0,108 (0,0025)
	$\mu_{0,50}$	-0,306 (0,0071)	-0,190 (0,0044)	-0,233 (0,0058)	-0,180 (0,0042)	-0,176 (0,0042)	-0,171 (0,0040)
	$\mu_{0,75}$	-0,291 (0,0072)	-0,242 (0,0057)	-0,136 (0,0085)	-0,134 (0,0061)	-0,126 (0,0063)	-0,120 (0,0062)
WOHNEN	$\mu_{0,25}$	-0,105 (0,0008)	-0,0004 (0,0000)	-0,130 (0,0010)	-0,0839 (0,0007)	-0,0776 (0,0006)	-0,0732 (0,0006)
	$\mu_{0,50}$	-0,185 (0,0015)	-0,111 (0,0009)	-0,175 (0,0015)	-0,151 (0,0012)	-0,140 (0,0011)	-0,129 (0,0011)
	$\mu_{0,75}$	-0,215 (0,0019)	-0,167 (0,0014)	-0,132 (0,0032)	-0,135 (0,0024)	-0,122 (0,0024)	-0,113 (0,0023)
SONSTIGES	$\mu_{0,25}$	-0,285 (0,0000)	-0,0137 (0,0000)	-0,241 (0,0002)	-0,178 (0,0000)	-0,174 (0,0000)	-0,180 (0,0000)
	$\mu_{0,50}$	-0,381 (0,0005)	-0,248 (0,0001)	-0,266 (0,0015)	-0,260 (0,0009)	-0,253 (0,0009)	-0,253 (0,0009)
	$\mu_{0,75}$	-0,349 (0,0020)	-0,298 (0,0011)	-0,166 (0,0053)	-0,189 (0,0041)	-0,177 (0,0044)	0,174 (0,0045)

(Standardfehler in Klammern)

Tabelle A.9
**Geschätzte marginale Budgetanteile im QES
für verschiedene Haushaltstypen im alten Bundesgebiet,
ausgewertet an den Einkommensquartilen**

		A0	A1	P0	P1	P2	P3
NAHRUNG	$\mu_{0,25}$	0,180 (0,0059)	0,192 (0,0045)	0,166 (0,0095)	0,176 (0,0068)	0,176 (0,0069)	0,175 (0,0072)
	$\mu_{0,50}$	0,161 (0,0110)	0,172 (0,0080)	0,134 (0,0196)	0,145 (0,0161)	0,144 (0,0160)	0,143 (0,0167)
	$\mu_{0,75}$	0,134 (0,0196)	0,144 (0,0165)	0,092 (0,0335)	0,101 (0,0304)	0,098 (0,0314)	0,097 (0,0318)
KLEIDUNG	$\mu_{0,25}$	0,097 (0,0024)	0,100 (0,0011)	0,0941 (0,0046)	0,0966 (0,0030)	0,0965 (0,0031)	0,0962 (0,0032)
	$\mu_{0,50}$	0,0929 (0,0054)	0,0955 (0,0037)	0,0861 (0,0100)	0,0888 (0,823)	0,0885 (0,0084)	0,0883 (0,0085)
	$\mu_{0,75}$	0,086 (0,0100)	0,088 (0,0084)	0,075 (0,0173)	0,077 (0,0157)	0,077 (0,0162)	0,076 (0,0164)
PFLEGE	$\mu_{0,25}$	0,073 (0,0030)	0,067 (0,0025)	0,0804 (0,0041)	0,0755 (0,0033)	0,0757 (0,0033)	0,0762 (0,0034)
	$\mu_{0,50}$	0,0829 (0,0046)	0,0777 (0,0037)	0,0966 (0,0074)	0,0912 (0,0063)	0,0918 (0,0064)	0,0921 (0,0065)
	$\mu_{0,75}$	0,096 (0,0075)	0,091 (0,0064)	0,118 (0,0122)	0,113 (0,0112)	0,114 (0,0115)	0,115 (0,0116)
BILDUNG	$\mu_{0,25}$	0,126 (0,0030)	0,129 (0,0012)	0,123 (0,0059)	0,125 (0,0038)	0,125 (0,0039)	0,125 (0,0041)
	$\mu_{0,50}$	0,122 (0,0070)	0,124 (0,0047)	0,116 (0,0129)	0,118 (0,0106)	0,118 (0,0108)	0,118 (0,0109)
	$\mu_{0,75}$	0,116 (0,0130)	0,118 (0,0109)	0,106 (0,0223)	0,108 (0,0202)	0,108 (0,0209)	0,107 (0,0212)
MOBILITÄT	$\mu_{0,25}$	0,150 (0,0052)	0,139 (0,0038)	0,161 (0,0079)	0,153 (0,0059)	0,154 (0,0060)	0,154 (0,0062)
	$\mu_{0,50}$	0,166 (0,0091)	0,157 (0,0068)	0,188 (0,0155)	0,179 (0,0129)	0,180 (0,0132)	0,181 (0,0133)
	$\mu_{0,75}$	0,188 (0,0155)	0,180 (0,0132)	0,224 (0,0259)	0,216 (0,0236)	0,219 (0,0243)	0,220 (0,0246)
WOHNEN	$\mu_{0,25}$	0,196 (0,0049)	0,200 (0,0022)	0,191 (0,0096)	0,195 (0,0063)	0,195 (0,0064)	0,194 (0,0067)
	$\mu_{0,50}$	0,190 (0,0114)	0,193 (0,0078)	0,180 (0,0209)	0,184 (0,0171)	0,184 (0,0175)	0,183 (0,0177)
	$\mu_{0,75}$	0,180 (0,0209)	0,184 (0,0176)	0,166 (0,0360)	0,169 (0,0326)	0,168 (0,0337)	0,168 (0,0342)
SONSTIGES	$\mu_{0,25}$	0,174 (0,0039)	0,168 (0,0002)	0,181 (0,0080)	0,176 (0,0051)	0,176 (0,0052)	0,176 (0,0055)
	$\mu_{0,50}$	0,183 (0,0095)	0,178 (0,0064)	0,196 (0,0176)	0,191 (0,0144)	0,191 (0,0147)	0,192 (0,0149)
	$\mu_{0,75}$	0,196 (0,0176)	0,192 (0,0148)	0,216 (0,0303)	0,212 (0,0275)	0,213 (0,0284)	0,214 (0,0287)

(Standardfehler in Klammern)

Literaturverzeichnis

- Ait-Sahaliga, Y. / Bickel, P. / Stoker, T.* (1994): Goodness-of-Fit Tests for Regression Using Kernel Methods, mimeo, Massachusetts Institute of Technology, Cambridge.
- Banks, J. / Blundell, R. / Lewbel, A.* (1997): Quadratic Engel Curves and Consumer Demand The Review of Economics and Statistics, 79, S. 527–539.
- Banks, J. / Johnson, P.* (1994): Equivalence Scales and Public Policy, in: Fiscal Studies, 15, S. 1–23.
- Barnes, R. / Gillingham, R.* (1984): Demographic Effects in Demand Analysis: Estimation of the Quadratic Expenditure System Using Microdata, in: The Review of Economics and Statistics, 66, S. 591–601.
- Barten, A. P.* (1964): Family Composition, Prices and Expenditure Patterns, in: Hart, P. E. / Mills, G. / Whitaker, J. K. (Hrsg.), Econometric Analysis for National Economic Planning, London, S. 277–292.
- (1969): Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations, in: European Economic Review, 1, S. 7–73.
- Betti, G.* (1999): A Non-Parametric Approach to Equivalence Scales, in: Statistics in Transition, 4, S. 181–194.
- Blackorby, C. / Donaldson, C.* (1988): Adult-Equivalence Scales and the Economic Implementation of Interpersonal Comparisons of Well-Being, Discussion Paper 88–27, University of British Columbia.
- Blundell, R.* (1988): Consumer Behaviour: Theory and Empirical Evidence – A Survey, in: The Economic Journal, 98, S. 16–65.
- (1998): Equivalence Scales and Household Welfare: What Can Be Learned from Household Budget Data?, in: Jenkins, S. P. / Kapteyn, A. / van Praag, B. M. S. (Hrsg.): The Distribution of Welfare and Household Production, Cambridge, S. 365–380.
- Blundell, R. / Browning, M. / Meghir, C.* (1994a): Consumer Demand and the Life-Cycle Allocation of Household Expenditures, in: Review of Economic Studies, 161, S. 57–80.
- Blundell, R. / Duncan, A.* (1998): Kernel Regression in Empirical Microeconomics, in: The Journal of Human Resources, 33, S. 62–87.
- Blundell, R. / Duncan, A. / Pendakur, K.* (1998): Semiparametric Estimation and Consumer Demand, in: Journal of Applied Econometrics, 13, S. 435–461.

- Blundell, R. / Lewbel, A. (1991):* The Information Content of Equivalence Scales, in: *Journal of Econometrics*, 50, S. 49–68.
- Blundell, R. / Preston, I. / Walker, I. (1994b):* An Introduction to Applied Welfare Analysis, in: *Blundell, R. / Preston, I. / Walker, I. (Hrsg.): The Measurement of Household Welfare*, Cambridge, S. 1–50.
- Bollino, C. A. / Perali, F. / Rossi, N. (2000):* Linear Household Technologies, in: *Journal of Applied Econometrics*, 15, S. 275–287.
- Bollino, C. A. / Violi, R. (1990):* GAITL: A Generalized Version of the Almost Ideal and Translog Demand Systems, in: *Economics Letters*, 33, S. 127–129.
- Boss, A. (2001):* Sozialhilfe, Lohnabstand, Leistungsanreize und Mindestlohnarbeitslosigkeit, Kiel working paper 1075, Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Browning, M. (1992):* Children and Household Economic Behaviour, in: *Journal of Economic Literature*, 30, S. 1434–1475.
- Buhmann, B. / Rainwater, L. / Schmaus, G. / Smeeding, T. (1988):* Equivalence Scales, Well Being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database, in: *Review of Income and Wealth*, 34, S. 115–142.
- Charlier, E. (1997):* Equivalence Scales for the Former West Germany, Discussion Paper 9774, Tilburg University, Department of Econometrics.
- Chavas, J.-P. / Segerson, K. (1987):* Stochastic Specification and Estimation of Share Equation Systems, in: *Journal of Econometrics*, 35, S. 337–358.
- Christensen, L. R. / Jorgenson, D. W. / Lau, L. J. (1975):* Transcendental Logarithmic Utility Functions, in: *American Economic Review*, 65, S. 367–383.
- Coulter, F. A. E. / Cowell, F. A. / Jenkins, S. P. (1992):* Equivalence Scale Relativities and the Extent of Inequality and Poverty, in: *The Economic Journal*, 102, S. 1067–1082.
- Cowell, F. A. / Jenkins, S. P. (1994):* Parametric Equivalence Scales and Scale Relativities, in: *The Economic Journal*, 104, S. 891–900.
- Cozzarin, B. P. / Gilmour, B. W. (1999):* A Methodological Evaluation of Empirical Demand Systems Research, in: *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 46, S. 297–316.
- Deaton, A. (1997):* The Analysis of Household Surveys; a Microeconomic Approach to Development Policy. Baltimore und London.
- Deaton, A. / Muellbauer, J. (1980a):* An Almost Ideal Demand System, in: *American Economic Review*, 70, S. 312–326.
- (1980b): *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge.
- Delgado, M. A. / Miles, D. (1997):* Household Characteristics and Consumption Behaviour: A Nonparametric Approach, in: *Empirical Economics*, 22, S. 409–429.

- Deutscher Verein für öffentliche und private Fürsorge (1989): Gutachterliche Äußerung: Neues Bedarfsbemessungssystem für die Regelsätze in der Sozialhilfe: Ableitung der Regelsätze für sonstige Haushaltsangehörige, Frankfurt am Main.
- Ding, H. / Hadri, K. (1996): Chinese Empirical Evidence on the Linear and Quadratic Expenditure Systems, Discussion Paper in Economics 96/11, University of Exeter.
- Engel, E. (1857): Die Productions- und Consumptionsverhältnisse des Königreichs Sachsen. Zeitschrift des Statistischen Bureaus des Königlich Sächsischen Ministeriums des Innern, No. 8 und 9, Sonntag, den 22. November 1857, wieder abgedruckt in: Engel, E. (1895): Die Lebenskosten belgischer Arbeiterfamilien früher und jetzt, Dresden, Anlage I, S. 1–54.
- (1881): Das Rechnungsbuch der Hausfrau und seine Bedeutung im Wirthschaftsleben der Nation, in: Zeitschrift des Königlich Preussischen Statistischen Bureaus, S. 379–390, wieder abgedruckt in: Wirtschaft und Statistik (2000), Heft 8, S. 613–624.
- Engel, J. / Kneip, A. (1996): Recent Approaches to Estimating Engel Curves, in: Journal of Economics, 63, S. 187–212.
- Faik, J. (1995): Äquivalenzskalen – Theoretische Erörterung, empirische Ermittlung und verteilungsbezogene Anwendung für die Bundesrepublik Deutschland, Berlin.
- (1997): Institutionelle Äquivalenzskalen als Basis von Verteilungsanalysen – Eine Modifizierung der Sozialhilfeskala, in: Becker, I. / Hauser, R. (Hrsg.): Einkommensverteilung und Armut, Frankfurt und New York, S. 13–42.
- Gill, L. / Lewbel, A. (1992): Testing the Rank and Definiteness of Estimated Matrices With Applications to Factor, State Space and ARMA Models, in: Journal of the American Statistical Association, 87, S. 766–776.
- Gorman, W. M. (1976): Tricks with Utility Functions, in: Artis, M. J. / Nobay, A. R. (Hrsg.): Essays in Economic Analysis – The Proceedings of the Association of University Teachers of Economics Sheffield 1975, Cambridge, S. 211–243.
- (1981): Some Engel Curves, in: Deaton, A. (Hrsg.): Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour, Cambridge, S. 7–30.
- Gozalo, P. (1997): Nonparametric Bootstrap Analysis with Applications to Demographic Effects in Demand Functions, in: Journal of Econometrics, 81, S. 357–393.
- Hagenaars, A. J. M. / de Vos, K. / Zaidi, M. A. (1994): Poverty Statistics in the Late 1980s: Research Based on Micro-Data, Eurostat, Luxembourg.
- Hansen, G. (1993): Quantitative Wirtschaftsforschung, München.
- Härdle, W. (1990): Applied Nonparametric Regression, Cambridge.
- (1995): XploRe: An Interactive Statistical Computing Environment, New York.

- Härdle, W. / Klinke, S. / Müller, M. (1999): XploRe Learning Guide, Berlin.*
- Härdle, W. / Linton, O. (1994): Applied Nonparametric Methods, in: Engle, R. F. / McFadden, D. C. (Hrsg.): Handbook of Econometrics, Amsterdam, S. 2295–2339.*
- Härdle, W. / Mammen, E. (1993): Comparing Nonparametric vs. Parametric Regression Fits, in: Annals of Statistics, 21, S. 1926–1947.*
- Härdle, W. / Marron, J. S. (1990): Semiparametric Comparison of Regression Curves, in: Annals of Statistics, 18, S. 63–89.*
- Harvey, A. C. (1976): Estimating Regression Models with Multiplicative Heteroscedasticity, in: Econometrica, 44, S. 461–465.*
- Hausman, J. (1978): Specification Tests in Econometrics, in: Econometrica, 46, S. 1251–1271.*
- Hausman, J. A. / Newey, W. K. / Powell, J. L. (1995): Nonlinear Errors in Variables Estimation of Some Engel Curves, in: Journal of Econometrics, 65, S. 205–233.*
- Hertel, J. (1992): Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte im Jahr 1988 – Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe, in: Wirtschaft und Statistik, S. 653–667.*
- (1997): Einnahmen und Ausgaben der privaten Haushalte 1993 – Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe, in: Wirtschaft und Statistik S. 45–58.
- Hildenbrand, W. (1994): Market Demand, Princeton.*
- Holly, A. / Sargan, J. (1982): Testing for Endogeneity in a Limited Information Framework, Cahiers de Recherches Economiques, 8204.*
- Howe, H. (1975): Development of the Extended Linear Expenditure System from Simple Saving Assumptions, in: European Economic Review, 6, S. 305–310.*
- Howe, H. / Pollak, R. A. / Wales, T. J. (1979): Theory and Time Series Estimation of the Quadratic Expenditure System, in: Econometrica, 47, S. 1231–1247.*
- Johnston, J. / DiNardo, J. (1997): Econometric Methods, New York, 4. Aufl.*
- Judge, G. G. / Hill, R. C. / Griffiths, W. E. / Lütkepohl, H. / Lee, T.-C. (1985): The Theory and Practice of Econometrics, New York, 2. Aufl.*
- Jung, S. (2001): Privater Verbrauch in Deutschland – Eine empirische Untersuchung der Ausgaben auf Grundlage der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993, Wiesbaden.*
- Kaiser, J. (1999): Letztmals Ergebnisse der Statistik der Laufenden Wirtschaftsrechnungen nach bisherigem Konzept, in: Wirtschaft und Statistik, S. 723–737.*
- Kohn, K. / Missong, M. (2001): Estimation of Quadratic Expenditure Systems Using German Household Budget Data. Arbeitspapier 148/01, Institut für Statistik und Ökonometrie, Christian-Albrechts-Universität Kiel.*

- Krug, W.* (2000): Zum Aufbau eines Systems von Haushaltsstichproben in der amtlichen Statistik, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 220, S. 731–741.
- Leser, C. E. V.* (1963): Forms of Engel Functions, in: *Econometrica*, 31, S. 694–703.
- Lewbel, A.* (1985): A Unified Approach to Incorporating Demographic or Other Effects into Demand Systems, in: *Review of Economic Studies*, 52, S. 1–18.
- (1989a): A Demand System Rank Theorem, in: *Econometrica*, 57, S. 701–705.
- (1989b): Household Equivalence Scales and Welfare Comparisons, in: *Journal of Public Economics*, 39, S. 377–391.
- (1990): Full Rank Demand Systems, in: *International Economic Review*, 31, S. 289–300.
- (1991): The Rank of Demand Systems: Theory and Nonparametric Estimation, in: *Econometrica*, 59, S. 711–730.
- (1997): Consumer Demand Systems and Household Equivalence Scales, in: *Pesaran, M. H. / Schmidt, P. (Hrsg.): Handbook of Applied Econometrics – Microeconomics*, Oxford, S. 167–201.
- Lluch, C.* (1973): The Extended Linear Expenditure System, in: *European Economic Review*, 4, S. 21–32.
- Lyssiotou, P. / Pashardes, P. / Stengos, T.* (1999a): Preferences Heterogeneity and the Rank of Demand Systems, in: *Journal of Business and Economic Statistics*, 17, S. 248–252.
- (1999b): Testing the Rank of Engel Curves with Endogenous Expenditure, in: *Economics Letters*, 64, S. 61–65.
- McClements, L.* (1977): Equivalence Scales for Children, in: *Journal of Public Economics*, 8, S. 191–210.
- Merz, J.* (1980): Die Ausgaben privater Haushalte – Ein mikroökonomisches Modell für die Bundesrepublik Deutschland, Frankfurt am Main.
- (1983): FELES: Functionalized Extended Linear Expenditure System, in: *European Economic Review*, 52, S. 359–394.
- Merz, J. / Faik, J.* (1995): Equivalence Scales Based on Revealed Preference Consumption Expenditures, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 214, S. 424–447.
- Michellini, C.* (2000): New Zealand Consumption Equivalence Scales from Quasi-Unit Record Data, in: *Australian and New Zealand Journal of Statistics*, 42, S. 127–144.
- Missong, M. / Stryck, I.* (1998): Lineare Ausgabensysteme, Existenzminima und Sozialhilfe, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 217, S. 574–588.

- Missong, M. / Thiele, S.* (1999): Überprüfung der Ableitung von Regelsätzen für Haushaltsangehörige, Gutachten im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit.
- Muellbauer, J.* (1975): Aggregation, Income Distribution and Consumer Demand, in: *Review of Economic Studies*, 42, S. 525–543.
- Murthi, M.* (1994): Engel Equivalence Scales in Sri Lanka: Exactness, Specification, Measurement Error, in: *Blundell, R. W. / Preston, I. P. / Walker, I.* (Hrsg.): *The Measurement of Household Welfare*, Cambridge, S. 164–191.
- Nadaraya, E. A.* (1964): On Estimating Regression, in: *Theory of Probability and Its Applications*, 9, S. 141–142.
- OECD (1982): *The OECD List of Social Indicators*. Paris.
- (1994): *Measurement of Low Incomes and Poverty in a Perspective of International Comparisons*, Occasional Papers 14, OECD Directorate for Education, Employment, Labour and Social Affairs.
 - *Park, R. E.* (1966): Estimation with Heteroscedastic Error Terms, in: *Econometrica*, 34, S. 888.
- Pendakur, K.* (1999): Semiparametric Estimates and Tests of Base-Independent Equivalence Scales, in: *Journal of Econometrics*, 88, S. 1–40.
- Pinske, C. A. P. / Robinson, P. M.* (1995): Pooling Nonparametric Estimates of Regression Functions With a Similar Shape, in: *Maddala, G. / Phillips, P. / Srinivisan, T. N.* (Hrsg.): *Advances in Econometrics and Quantitative Economics*, Cambridge, S. 172–195.
- Pollak, R. A. / Wales, T. J.* (1978): Estimation of Complete Demand Systems from Household Budget Data: The Linear and Quadratic Expenditure Systems, in: *American Economic Review*, 68, S. 348–359.
- (1979): *Welfare Comparisons and Equivalence Scales*, in: *American Economic Review*, 69, S. 216–221.
 - (1980): *Comparison of the Quadratic Expenditure System and Translog Demand Systems with Alternative Specifications of Demographic Effects*, in: *Econometrica*, 48, S. 595–612.
 - (1981): *Demographic Variables in Demand Analysis*, in: *Econometrica*, 49, S. 1533–1551.
 - (1992): *Demand System Specification and Estimation*, Oxford und New York.
- Ray, R.* (1983): *Measuring the Cost of Children*, in: *Journal of Public Economics*, 22, S. 89–102.
- (1986): *Demographic Variables and Equivalence Scales in a Flexible Demand System: the Case of AIDS*, in: *Applied Economics*, 18, S. 265–278.
 - (1996): *Demographic Variables in Demand Systems: the Case for Generality*, in: *Empirical Economics*, 21, S. 307–315.
- Robinson, P. M.* (1988): Root-N-Consistent Semiparametric Regression, in: *Econometrica*, 56, S. 931–954.

- Ronning, G.* (1992): Share Equations in Econometrics: A Story of Repression, Frustration and Dead Ends, in: *Statistical Papers*, 33, S. 307–334.
- Ryan, T. P.* (1997): *Modern Regression Methods*, New York.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1998): Wachstum, Beschäftigung, Währungsunion – Orientierungen für die Zukunft, Jahresgutachten 1997/98, Stuttgart.
- Scheffter, M.* (1991): Haushaltsgröße und privater Verbrauch – Zum Einfluß einer steigenden Kinderzahl auf den Privaten Verbrauch, Frankfurt am Main.
- Schmidt, U. / Schröder, C.* (1999): A New Subjective Approach to Equivalence Scales: An Empirical Investigation, Working Paper, Institut für Finanzwissenschaft und Sozialpolitik, Christian-Albrechts-Universität zu Kiel.
- Silverman, B.* (1984): Spline Smoothing: The Equivalent Variable Kernel Method, in: *Annals of Statistics*, 12, S. 898–916.
- Statistisches Bundesamt (1997a): Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993 – Aufgabe, Methode und Durchführung, Fachserie 15: Wirtschaftsrechnungen, Heft 7, Stuttgart.
- (1997b): Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993 – Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte, Fachserie 15: Wirtschaftsrechnungen, Heft 4, Stuttgart.
- (1997c): Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993 – Aufwendungen privater Haushalte für den privaten Verbrauch. Fachserie 15: Wirtschaftsrechnungen, Heft 5, Stuttgart.
- Stoker, T. M.* (1993): Empirical Approaches to the Problem of Aggregation Over Individuals, in: *Journal of Economic Literature*, 31, S. 1827–1874.
- Stone, J. R. N.* (1954): Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand, in: *The Economic Journal*, 64, S. 511–527.
- Theil, H.* (1971): *Principles of Econometrics*, New York.
- Tukey, J. W.* (1961): Curves as Parameters and Touch Estimation, in: *Proceedings of the 4th Berkeley Symposium*, S. 681–694.
- van Praag, B. M. S.* (1994): Ordinal and Cardinal Utility: An Integration of the Two Dimensions of the Welfare Concept, in: *Blundell, R. / Preston, I. / Walker, I. (Hrsg.): The Measurement of Household Welfare*, Cambridge, S. 86–110.
- van Praag, B. M. S. / van der Sar, N. L.* (1988): Household Cost Functions and Equivalence Scales, in: *Journal of Human Resources*, 23, S. 193–210.
- Watson, G. S.* (1964): Smooth Regression Analysis, in: *Sankhya, Series A*, S. 359–372.
- Working, H.* (1943): Statistical Laws of Family Expenditure, in: *Journal of the American Statistical Association*, 38, S. 43–56.

- Wu, C. F. J.* (1986): Jackknife, Bootstrap and other Resampling Methods in Regression Analysis (with discussion), in: *Annals of Statistics*, 14, S. 1261–1295.
- Zellner, A. / Lee, T. H.* (1965): Joint Estimation of Relationships Involving Discrete Random Variables, in: *Econometrica*, 33, S. 382–394.

Stichwortverzeichnis

- Äquivalenzeinkommen 34f., 137, 208
- Bandweite 51ff., 69, 73, 79, 91, 147
- Bezugsperson 104
- Bootstrap 88ff., 217f.
- dauerhafte Güter 23, 64f., 103
- Delta-Methode 158, 188
- Engelsches Gesetz 36ff., 49, 122, 144
- Ersparnis 22, 25, 66, 175f.
- Existenzminimum 32, 39, 123f., 134
- Fundamentaltheorem der Nachfrage­theorie 30
- Friedmans Einkommens­hypothese 101
- Gauß-Newton-Algorithmus 188,
- Gini-Koeffizient 34f.,
- Glättungsverfahren 48f., 53
- Grenznutzen 23, 25, 132
- Haushaltsproduktionsfunktion 114, 116
- Hausman-Test 103, 105f., 219
- Homogenitätsbedingung 26
- Kernfunktion 52
- Kernschätzung 22, 48, 51ff., 60, 88f., 147
- Kohärenzgrundsätze 32
- Kreuzvalidierung 32, 69, 73, 79, 91
- Laufende Wirtschaftsrechnungen 18, 61, 207
- Lebenshaltungsindex 129ff.
- Lebenszyklushypothese 22f.
- Lohnabstandsgebot 46, 209
- Luxusgüter 73, 86, 173, 191
- Nachfragefunktion
- Hickssche 40, 95, 96, 117, 174
 - Marshallsche 25, 96, 132, 136
- Nachfragesystem
- integrierbares 26, 28, 80, 109, 112, 114f., 119, 174, 206
 - Translog-Nachfragesystem 28, 29, 47, 98, 119, 201, 204
- Nadaraya-Watson-Schätzer 51f., 73, 79, 89, 91, 147
- Negativitätsbedingung 26, 40, 174, 191, 196, 203, 207
- Notwendigkeitsgüter 36, 73, 82, 122, 173, 191
- Nullbeobachtungen 64f.
- Nutzenfunktion
- Cobb-Douglas-Nutzenfunktion 119f.
 - Klein-Rubin-Nutzenfunktion 27, 30, 39, 46, 119, 170, 172
- Nutzungskosten 23
- Präferenzen
- homothetische 31, 99
 - offenbarte 42
 - PIGL-Präferenzen 27f., 98f., 169
 - PIGLOG-Präferenzen 27f., 79, 98f., 119, 143, 149, 169
- Preisindex 27f, 124, 126, 145, 181f, 200
- Rangrestriktion 60, 98, 100, 105, 107f., 113, 169, 206
- Referenzgruppenspanne 43ff.,
- Regelsätze 32, 41, 43, 202
- Roys Identität 25f., 28, 127, 136ff., 171, 211f.

Skala

- McClements-Skala 43
- Monotonie der 32, 59, 117, 161ff., 165ff.
- Plausibilität der 32, 193
- Pro-Haushalt-Skala 32, 33, 35
- Pro-Kopf-Skala 32, 33ff.
- Verknüpfbarkeit der 32, 117, 155
- Skalenelastizität 128
- Slutsky-Symmetrie 40, 79, 94ff., 109, 113, 141f., 169
- Sozialhilfe 41, 43, 46
- Sozialhilfeskala 32, 34f., 42, 46, 209
- Sozialhilfesystem 32ff., 181, 194f., 205
- Sozioökonomisches Panel 41, 61
- Statistikmodell 41, 43, 45
- Substitutionseffekt 30, 47, 76, 121

Summationsbedingung 26, 30f., 95, 107, 175, 178f., 184

Symmetriebedingung 26, 30, 40, 60, 79, 95ff., 109, 112f.

Theorem von Gorman 98, 112

Theorem von Schwartz 40

Transformation

– homoskedastieerzeugende 156, 187, 190

– von Achsen 140

– von Einkommen 34

– von Gütern 116ff.

– von Nutzen 20, 24, 34, 38f., 124ff., 130, 132, 134f., 171, 208

Warenkorbmodell 41, 43

Working-Leser-Spezifikation 29