

Aus dem Institut für Ernährungswirtschaft und Verbrauchslehre
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

Nachfrageanalyse, Economies of Scale und Preis- differenzierung im deutschen Lebensmitteleinzelhandel

Dissertation
zur Erlangung des Doktorgrades
der Agrar- und Ernährungswissenschaftlichen Fakultät
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

vorgelegt von
M.Sc. Silke Maria Schmitz
aus Oldenburg (Oldb.)

Kiel, September 2007

Dekan:	Prof. Dr. Joachim Krieter
1. Berichterstatter:	Prof. Dr. Awudu Abdulai
2. Berichterstatter:	Prof. Dr. Dr. Christian Henning
Tag der mündlichen Prüfung:	08. November 2007

Gedruckt mit der Genehmigung der
Agrar- und Ernährungswissenschaftlichen Fakultät der
Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

Diese Arbeit kann als pdf-Dokument unter
<http://e-diss.uni-kiel.de/agrar-fak.html>
aus dem Internet geladen werden.

Danke!

*Rastlos vorwärts musst du streben,
nie ermüdet stille steh'n,
willst du die Vollendung seh'n,
musst ins Breite dich entfalten,
soll sich deine Welt gestalten;
in die Tiefe musst du steigen,
soll sich dir das Wissen zeigen.
Nur Beharrung führt zum Ziel,
nur die Fülle führt zur Klarheit,
und im Abgrund wohnt die Wahrheit.*

(Friedrich Schiller)

Müsste man das Leben eines jungen Menschen bildlich ausdrücken, so könnte man es wohl am Besten mit einem Hürdenlauf vergleichen. Und mit jeder weiteren Hürde, die man erfolgreich passiert, wird einem deutlich, dass man es ohne die Hilfe vieler lieber Menschen nicht geschafft hätte. Und man hält inne und dankt...

An erster Stelle möchte ich mich ganz herzlich bei meinem Doktorvater Prof. Dr. Awudu Abdulai bedanken. In den drei Jahren Promotionszeit durfte ich fachlich viel von Ihm lernen und er hat sich für die Umsetzung dieser Arbeit in besonderem Maße eingesetzt. Er hat viele unangenehme Diskussionen für die Bereitstellung des Datenmaterials auf sich genommen und ist nicht den Weg des geringsten Widerstandes gegangen. Vielen Dank dafür!

Herrn Prof. Dr. Dr. Christian Henning danke ich für die Übernahme des Zweitgutachtens.

Ein ganz großes Danke schön geht an Dr. Hendrik Tietje. Sein offenes Ohr und unermüdliche Unterstützung hat wesentlich zur Fertigstellung dieser Arbeit beigetragen. Egal, ob der Computer oder das Statistikprogramm mal wieder mit einem machten, was sie wollten oder man fachlich nicht weiterkam, auf seine Hilfe konnte man immer zählen. Lieben Dank!

Dem Statistischen Bundesamt und der GfK Panel Services GmbH danke ich für die Bereitstellung des Datenmaterials.

Einen großen Beitrag, der im Geschriebenen einer solchen Promotionsschrift nicht sichtbar wird, leisten Kollegen und Freunde. Für die großartige Unterstützung möchte ich mich beim Kollegium des Instituts für Ernährungswirtschaft und Verbrauchswissenschaften und dem Institut für Agrarökonomie bedanken. Besonders erwähnen möchte ich an dieser Stelle Inken Birte Christoph: Danke für die vielen aufmunternden Worte, Liane Faltermeier: Danke für die immer offene Bürotür, das gemeinsame Ertragen von Promotionsproblemen und auch die vielen privaten Aktivitäten, Javier Becerril: Muchas gracias por tu buen humor. Las problemas reducen por tu alegría.

Privat möchte ich Ninette Seebode, Daniela Ruhs und Franziska Thiemann danken. Liebe Nini, schon im Studium hast du meine Eigenheiten ertragen und hast mir immer zur Seite gestanden. Lieben Dank für die vielen, lustigen gemeinsamen Stunden. Liebe Francü, vom „plitschen“ Hiwi bist du mir zur guten Freundin geworden. Ich hoffe, dass den drei witzigen vergangenen Jahren noch viele folgen werden. Liebe Dani, wie soll mit eigener Privat-Psychologin eine Promotion auch schief gehen? Vom ersten gemeinsamen Tee in meinem damaligen Büro bis hin zu gemeinsamen 10,5 km an der Kieler Förde hast du mir immer geduldig bei jedem Problem zugehört. Danke euch allen!

Ein einfaches Danke an dieser Stelle würde der liebevollen und bedingungslosen Unterstützung meiner Eltern nicht gerecht werden. Dennoch möchte ich hier die Gelegenheit nutzen, um mich bei euch zu bedanken:

Liebe Mama, lieber Papa. Ihr seid immer für mich da. Danke dafür. Ich hab euch lieb.

Inhaltsverzeichnis

Inhaltsverzeichnis.....	I
Tabellenverzeichnis.....	IV
Abbildungsverzeichnis.....	VII
Anhangsverzeichnis	IX
Abkürzungsverzeichnis	XII
1 Einleitung	1
1.1 Hintergrund	1
1.2 Zielsetzung	6
1.3 Aufbau der Arbeit.....	7
2 Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland	9
2.1 Einleitung	10
2.2 Theoretisches Modell des Quadratic Almost Ideal Demand System – QUAIDS.....	13
2.3 Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln – ein Literaturüberblick.....	16
2.3.1 <i>Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland.....</i>	<i>16</i>
2.3.2 <i>Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in europäischen Ländern.....</i>	<i>20</i>

2.3.3	<i>Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln unter Anwendung des QUAIDS</i>	25
2.4	Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 – das Feinaufzeich- nungsheft	30
2.5	Ergebnisse	38
2.5.1	<i>Nicht-parametrische Analysen der Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland</i>	38
2.5.2	<i>Parametrische Analysen der Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland</i>	41
2.6	Zusammenfassung.....	54
3	Economies of Scale im Konsum öffentlicher und privater Güter.....	57
3.1	Einleitung	58
3.2	Theoretisches Modell der Economies of Scale	60
3.3	Theorie versus Empirie – Zur Erklärung des unerwarteten Zusammen- hangs zwischen Haushaltsgröße und Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungs- mittel.....	64
3.4	Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 – das Haushaltsbuch....	76
3.5	Methodik und Ergebnisse.....	79
3.5.1	<i>Nicht-parametrische Analysen</i>	80
3.5.2	<i>Parametrische Analysen</i>	85
3.5.3	<i>Endogenität des Arbeitsangebots</i>	99
3.5.4	<i>Der Einfluss direkter Economies of Scale</i>	102
3.6	Zusammenfassung.....	108
4	Preisdifferenzierung im deutschen Lebensmitteleinzelhandel: Zur Existenz von Mengenrabatten und Preisauflagen.....	111
4.1	Einleitung	112
4.2	Mengenrabatte und Preisauflagen auf internationalen Lebensmittel- märkten – ein Literaturüberblick.....	116
4.3	Theoretisches Modell zur Preissetzung der Mengenrabatte und Preis- auflagen.....	127

4.4	Empirische Spezifikation	134
4.5	ConsumerScan der GfK Panel Services GmbH	137
4.6	Ergebnisse	145
4.6.1	<i>Existenz von Mengenrabatten und Preisauflagen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel.....</i>	<i>145</i>
4.6.2	<i>Ursachen des Auftretens von Mengenrabatten und Preisauflagen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel.....</i>	<i>152</i>
4.7	Zusammenfassung.....	163
5	Zusammenfassung und Schlussfolgerung.....	165
6	Summary	173
7	Literatur.....	176
8	Anhang	189

Tabellenverzeichnis

Tabelle 2-1:	Überblick der Einkommens- bzw. Ausgabenelastizitäten bisheriger Studien zur Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland	21
Tabelle 2-2:	Überblick der Eigenpreiselastizitäten bisheriger Studien zur Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland	22
Tabelle 2-3:	Definition und deskriptive Statistik der Variablen des QUAIDS Nachfragesystems	36
Tabelle 2-4:	Definition und deskriptive Statistik der Variablen des QUAIDS Nachfragesystems in Abhängigkeit zur Haushaltsgröße und –zusammen-setzung.....	37
Tabelle 2-5:	Geschätzte Koeffizienten des Quadratic Almost Ideal Demand System unter Berücksichtigung aller Haushalte	42
Tabelle 2-6:	Bedingte Ausgaben-, Eigenpreis- und Kreuzpreiselastizitäten unter Berücksichtigung aller Haushalte	43
Tabelle 2-7:	Unbedingte Ausgaben-, Eigenpreis- und Kreuzpreiselastizitäten unter Berücksichtigung aller Haushalte	47
Tabelle 2-8:	Ausgabenelastizitäten unter Berücksichtigung der Haushaltsgröße und –zusammensetzung	48
Tabelle 2-9:	Unkompensierte Eigenpreiselastizitäten unter Berücksichtigung der Haushaltsgröße und –zusammensetzung	50

Tabelle 3-1:	Hypothesen zur Erklärung des negativen Zusammenhangs zwischen Haushaltsgröße und Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel unter konstanten Pro-Kopf-Ausgaben.....	66
Tabelle 3-2:	Definition und deskriptive Statistik der Variablen der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel..	87
Tabelle 3-3:	Ergebnisse der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel.....	89
Tabelle 3-4:	Geschätzte Koeffizienten der logarithmierten Haushaltsgröße der Regressionen des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel.....	92
Tabelle 3-5:	Geschätzte Koeffizienten der Anteile an Kindern in zwei Altersklassen der Regressionen des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel	93
Tabelle 3-6:	Definition und deskriptive Statistik der abhängigen Variablen der linear gewichteten Regressionen der Ausgabenanteile für private und öffentliche Güter	95
Tabelle 3-7:	Geschätzte Koeffizienten der logarithmierten Haushaltsgröße der linear gewichteten Regressionen der Ausgabenanteile für private und öffentliche Güter	96
Tabelle 3-8:	Prüfung der Hypothese der Endogenität des Arbeitsangebots.....	100
Tabelle 3-9:	Prüfung der Hypothese der direkten Economies of Scale im Konsum von Nahrungsmitteln.....	106
Tabelle 4-1:	Übersicht der Preissetzungsmechanismen beim Angebot multipler Verpackungsgrößen eines Produkts.....	113
Tabelle 4-2:	Preisaufläge auf internationalen Lebensmittelmärkten – eine Übersicht.....	118
Tabelle 4-3:	Übersicht über die Produktstruktur, ConsumerScan der GfK Panel Services GmbH, 2003	142
Tabelle 4-4:	Existenz von Mengenrabatten und Preisauflägen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel	146
Tabelle 4-5:	Existenz von Mengenrabatten und Preisauflägen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel in Abhängigkeit zur Produktgruppe.....	147
Tabelle 4-6:	Existenz von Mengenrabatten und Preisauflägen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel in Abhängigkeit zur Einkaufsstätte.....	149

Tabelle 4-7:	Definition und deskriptive Statistik der Variablen der zweistufigen Heckman-Schätzung	153
Tabelle 4-8:	Ergebnisse der bivariaten Probitschätzung zur Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Mengenrabatten und Preisauflagen	156
Tabelle 4-9:	Ergebnisse der zweistufigen Heckman-Schätzung zum Ausmaß von Mengenrabatten und Preisauflagen	159

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 2-1: Erhebungsdesign der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003	31
Abbildung 2-2: Verteilung der Haushaltsgröße im Feinaufzeichnungsheft der EVS 2003	33
Abbildung 2-3: Verteilung der Haushaltstypen mit ledigen Kindern unter 18 Jahren im Feinaufzeichnungsheft der EVS 2003.....	33
Abbildung 2-4: Verteilung des monatlichen Haushaltsnettoeinkommens im Feinaufzeichnungsheft der EVS 2003	34
Abbildung 2-5: Nicht-parametrische Regressionen des Zusammenhangs zwischen den logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel und den Ausgabenanteilen unterschiedlicher Nahrungsmittelgruppen.....	40
Abbildung 3-1: Verteilung der Haushaltsgröße im Haushaltsbuch der EVS 2003.....	77
Abbildung 3-2: Verteilung der Haushaltstypen mit ledigen Kindern unter 18 Jahren im Haushaltsbuch der EVS 2003.....	78
Abbildung 3-3: Verteilung des monatlichen Haushaltsnettoeinkommens im Haushaltsbuch der EVS 2003	78
Abbildung 3-4: Engelkurven für Haushalte ohne Kinder – nicht-parametrische Regression	82
Abbildung 3-5: Engelkurven für Haushalte mit Kindern – nicht-parametrische Regression	83

Abbildung 3-6: Engelkurven für spezifische Haushaltstypen – nicht-parametrische Regression	84
Abbildung 3-7: Nicht-parametrische Regressionen der Haushaltscharakteristika auf die qualitätsangepassten Ausgaben pro Einheit	104
Abbildung 4-1: Verteilung der Haushaltsgröße im ConsumerScan der GfK Panel Services GmbH, 2003.....	138
Abbildung 4-2: Verteilung der Haushaltstypen im ConsumerScan der GfK Panel Services GmbH, 2003.....	139
Abbildung 4-3: Verteilung des monatlichen Haushaltsnettoeinkommens im ConsumerScan der GfK Panel Services GmbH, 2003	139

Anhangsverzeichnis

Anhang 8-1:	Aufteilung des Stichprobenumfangs auf die Bundesländer in der EVS 2003	190
Anhang 8-2:	Quotierungsmerkmale der EVS 2003	191
Anhang 8-3:	Aggregation der erfassten Nahrungsmittel im Feinaufzeichnungsheft der EVS 2003	192
Anhang 8-4:	Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten der im Weiteren berücksichtigten Haushaltstypen	193
Anhang 8-5:	Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten der 1-Personen-Haushalte (1 E – 0 K)	194
Anhang 8-6:	Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten der 2-Personen-Haushalte (2 E – 0 K)	195
Anhang 8-7:	Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten der 3-Personen-Haushalte (2 E – 1 K)	196
Anhang 8-8:	Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten der 4-Personen-Haushalte (2 E – 2 K)	197
Anhang 8-9:	Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten der 5-Personen-Haushalte (2 E – 3 K)	198
Anhang 8-10:	Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten der Alleinerziehenden	199

Anhang 8-11:	Geschätzte Koeffizienten der Fourier Flexible Form Regression des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel	200
Anhang 8-12:	Geschätzte Koeffizienten der Instrumentalvariablenregression des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel	201
Anhang 8-13:	Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regressionen des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel unter Berücksichtigung des Anteils an Kindern in zwei Altersklassen.....	202
Anhang 8-14:	Geschätzte Koeffizienten der Fourier Flexible Form Regressionen des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel unter Berücksichtigung des Anteils an Kindern in zwei Altersklassen.....	203
Anhang 8-15:	Geschätzte Koeffizienten der Instrumentalvariablenregression des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel unter Berücksichtigung des Anteils an Kindern in zwei Altersklassen.....	204
Anhang 8-16:	Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regressionen des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel insgesamt	205
Anhang 8-17:	Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel – Verzehr zu Hause.....	206
Anhang 8-18:	Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel – Verzehr außer Haus	207
Anhang 8-19:	Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Kleidung und Schuhe.....	208
Anhang 8-20:	Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Alkohol und Tabakwaren	209
Anhang 8-21:	Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Unterhaltung insgesamt	210
Anhang 8-22:	Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Unterhaltung mit privaten bzw. öffentlichen Komponenten.....	211
Anhang 8-23:	Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Wohnen.....	212
Anhang 8-24:	Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Miete	213

Anhang 8-25: Prüfung der Hypothese der Endogenität des Arbeitsangebots – Regression I	214
Anhang 8-26: Prüfung der Hypothese der Endogenität des Arbeitsangebots – Regression II	215
Anhang 8-27: Prüfung der Hypothese der Endogenität des Arbeitsangebots – Regression III.....	216
Anhang 8-28: Prüfung der Hypothese der Endogenität des Arbeitsangebots – Regression IV	217
Anhang 8-29: Prüfung der Hypothese der Endogenität des Arbeitsangebots – Regression V	218
Anhang 8-30: Top 30 des deutschen Lebensmitteleinzelhandels	219
Anhang 8-31: Zuordnung der Einkaufsstätten des Haushaltspanels ConsumerScan der GfK Panel Services GmbH zu den Top 30 des deutschen Lebensmitteleinzelhandels.....	220
Anhang 8-32: Produktübersicht der 24 Gruppen des Haushaltspanels Consumer-Scan der GfK Panel Services GmbH	224

Abkürzungsverzeichnis

AFG	Alkoholfreie Erfrischungsgetränke
AIDS	Almost Ideal Demand System
BGB	Bürgerliches Gesetzbuch
BMEVL	Bundesministerium für Ernährung, Verbraucherschutz und Landwirtschaft
bzw.	beziehungsweise
CEX	Consumer Expenditure Survey
CGSS	Canadian General Social Survey
E	Erwachsene(r)
EAN	European Article Number
ELES	Extent Linear Expenditure System
Eurostat	Statistisches Amt der Europäischen Gemeinschaft
EVS	Einkommens- und Verbrauchsstichprobe
FAO	Food and Agriculture Organisation
FOODEX	Family Food Expenditure Survey
GfK	Gesellschaft für Konsumforschung
GLSS	Ghana Living Standards Survey
GmbH	Gesellschaft mit beschränkter Haftung
GMM	Generalized Method of Moments
HH	Haushaltstyp
IFPRI	International Food Policy Research Institute
ILLE	Iterative Linear Least Square Estimation

INE	Instituto Nacional de Estadística
INSEE	Institut National de la Statistique et des Etudes
IV	Instrumentalvariablen
K	Kind(er)
LA/AIDS	Linear Approximate Almost Ideal Demand System
LES	Linear Expenditure System
LOWESS	Locally Weighted Scatterplot Smoothing
ML	Maximum Likelihood
NM	Nahrungsmittel
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development
OLS	Ordinary Least Square
PAngV	Preisangabenverordnung
PET	Polyethylentereftalat
PIGLOG	Price-Independent Generalized Logarithmic
QES	Quadratic Expenditure System
QUAIDS	Quadratic Almost Ideal Demand System
RLMS	Russia Longitudinal Monitoring Study
vgl.	vergleiche

Kapitel 1

Einleitung

1.1 Hintergrund

Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln unterliegt in Deutschland seit Jahren einem anhaltenden Veränderungsprozess. Der Ausgabenanteil für Nahrungsmittel ist im Zeitablauf immer weiter gesunken. Während 1925 ein deutscher Haushalt im Durchschnitt noch 47 % seines Einkommens für Nahrungsmittel aufwendete, waren dies fünfzig Jahre später nur noch 23 %. Bis zum heutigen Zeitpunkt ist dieser Anteil weiter auf 11,8 % gesunken. Ebenso zeigen sich Veränderungen in den konsumierten Mengen der unterschiedlichen Nahrungsmittelgruppen. Beispielsweise stieg der Pro-Kopf-Verbrauch an Milch und Milcherzeugnissen zwischen 1997 und 2004 von 88,3 kg auf 92,6 kg an. Demgegenüber ist die Nachfrage bei Fleisch und Fleischerzeugnissen um 7,1 % zurückgegangen (BMELV, 2006). Dieser geänderte Nachfrageanspruch ist einerseits auf Veränderungen in den sozioökonomischen und demographischen Haushaltscharakteristika als auch auf Veränderungen rein ökonomischer Determinanten wie Preis- und Einkommensänderungen zurückzuführen. Sowohl die steigende Erwerbstätigkeit der Frau, die sich verändernde Altersstruktur als auch die sinkende durchschnittliche Haushaltsgröße beeinflussen die Nachfragestruktur nach

Nahrungsmitteln und bilden die Ursachen dieses anhaltenden Veränderungsprozesses.

Um auf diese Veränderungen in geeigneter Weise reagieren als auch zukünftige Entwicklungen abschätzen zu können, bietet die Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln wichtige Erkenntnisse sowohl für die Ernährungspolitik als auch für die Ernährungsindustrie. Unterschiedliche Studien untersuchen die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland basierend auf den empirischen Spezifikationen des Almost Ideal Demand System (AIDS) nach Deaton und Muellbauer (1980a) oder dem Linearen Ausgabensystem (LES) nach Stone (1954) (vgl. Wildner und von Cramon-Taubadel, 2003). Die empirische Evidenz der Untersuchungen von Engelkurven hat jedoch gezeigt, dass der Zusammenhang zwischen den logarithmierten Ausgaben und dem aufgewendeten Budget unterschiedlicher Gütergruppen häufig nicht linear ist (Hausman et al., 1995). Daraus resultiert die Frage hinsichtlich der Eignung dieser bekannten empirischen Spezifikationen zur Abbildung der vorliegenden Präferenzen im Nachfrageverhalten. Blundell et al. (1993) reagieren diesbezüglich mit einer quadratischen Erweiterung des AIDS in ihrer Untersuchung zur Darstellung der Bedeutung von Mikrodaten in der Nachfrageanalyse. Basierend auf dieser quadratischen Erweiterung entwickeln Banks et al. (1997) das Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS), welches die allgemeine Form der empirischen Spezifikation nach Blundell et al. beibehält und darüber hinaus die Abhängigkeit der Preise implementiert. Das QUAIDS stellt ein Nachfragesystem vom Rang 3 dar und erlaubt durch die Berücksichtigung der logarithmierten als auch der quadrierten logarithmierten Ausgaben eine flexiblere Formulierung der Engelkurven. Die Zugehörigkeit eines Gutes zur Gruppe der Luxus- oder der notwendigen Güter kann damit über den Verlauf der Ausgaben variieren.

Ein wesentlicher Einfluss auf die Nachfrage nach Nahrungsmitteln wird durch die Haushaltsgröße und –zusammensetzung ausgeübt. Dieser ist zum Teil auf die Möglichkeit der Umsetzung von Economies of Scale im Konsum von Haushalten mit zunehmender Mitgliederzahl zurückzuführen. Hierbei liegen die Gründe realisierter Größenvorteile in steigenden Erträgen der Haushaltsproduktion, in Mengenrabatten beim Kauf von Großverpackungen sowie in der gemeinsamen Nutzung öffentlicher

Güter¹ innerhalb eines Haushalts. Zahlreiche Studien belegen die Existenz dieser Economies of Scale und haben deren Ausmaß für unterschiedliche Gütergruppen determiniert (Nelson, 1988, Kakwani, 1997). Insbesondere gewann jedoch die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen der Haushaltsgröße und dem Ausgabenanteil für Nahrungsmittel, unter konstanten Pro-Kopf-Gesamtausgaben, in den vergangenen beiden Jahrzehnten zunehmend an Bedeutung. Gemäß dem theoretischen Modell nach Barten (1964) wird für diesen Zusammenhang ein positiver Einfluss der Haushaltsgröße auf die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel erwartet². Die gemeinsame Nutzung öffentlicher Güter entspricht unter Konstanthaltung der Pro-Kopf-Ausgaben dem Einkommenseffekt in Form einer Preissenkung bei öffentlichen Gütern. Entgegen diesem Einkommenseffekt wirkt der Substitutionseffekt, wodurch über die Wirkungsrichtung des Gesamteffekts keine Aussage getroffen werden kann. Für private Güter hingegen, die nur schwer substituierbar sind und die geringe Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten aufweisen, dominiert der Einkommenseffekt den Substitutionseffekt. Damit wird erwartet, dass die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel als privates Gut mit zunehmender Haushaltsgröße steigen.

Diesen Zusammenhang untersuchen erstmals Deaton und Paxson (1998) unter Verwendung von Haushaltsdaten für insgesamt sieben Industrie- als auch Entwicklungsländer. Entgegen der Erwartung des theoretischen Modells ermitteln sie einen negativen Einfluss der Haushaltsgröße auf die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel. Darüber hinaus zeigt sich dieser negative Effekt als besonders ausgeprägt in den ärmsten der einbezogenen Länder. Jedoch sollte gerade in diesen Ländern die Ausgabenelastizität für Nahrungsmittel am höchsten sein.

Dieses zur Theorie konträre Ergebnis löst eine große Diskussion unter den Wissenschaftlern aus. Unter konstanten Pro-Kopf-Gesamtausgaben ist ein Haushalt mit zu-

¹ Unter öffentlichen Gütern im Haushaltskonsum werden in der vorliegenden Arbeit diejenigen Güter zusammengefasst, die von allen Haushaltsmitgliedern gemeinsam genutzt werden und der Nicht-Ausschließbarkeit und der Nicht-Rivalität im Konsum unterliegen.

² Im weiteren Verlauf der Arbeit werden die beiden Größen Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel und Ausgabenanteil für Nahrungsmittel synonym verwendet. Der Ausgabenanteil für Nahrungsmittel entspricht dem Verhältnis aus den Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel zu den Pro-Kopf-Gesamtausgaben. Im Kontext der vorliegenden Untersuchung werden die Pro-Kopf-Gesamtausgaben konstant gehalten, wodurch ein Anstieg in den Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel einen Anstieg im aufgewendeten Ausgabenanteil für Nahrungsmittel impliziert.

nehmender Mitgliederzahl aufgrund der eingesparten Ressourcen durch die gemeinsame Nutzung öffentlicher Güter besser gestellt. Dennoch reagiert dieser auf die zunehmende Haushaltsgröße mit einer Reduktion des Pro-Kopf-Konsums eines schwer substituierbaren Gutes mit geringer Eigen- und Kreuzpreiselastizität. Eine Reaktion, die bei erhöhter Wohlfahrt nicht zu erwarten ist. Eine Vielzahl an Autoren prüft unterschiedlichste Ansätze zur Erklärung dieses negativen Zusammenhangs (vgl. Gibson, 2003, Vernon, 2004).

In ihrer Untersuchung der elterlichen Vorteile aus dem Zusammenleben mehrerer Generationen führt beispielsweise Kochar (2000) diesen negativen Einfluss der Haushaltsgröße auf das endogene Angebot an Arbeit zurück. Jeder Anstieg in der Mitgliederzahl eines Haushalts beeinflusst auch dessen Lohneinkommen und dadurch die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel. Unter Einbeziehung der wöchentlichen Arbeitszeit männlicher und weiblicher Erwachsener zeigt die Haushaltsgröße einen insignifikanten Einfluss auf die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel. Daraus schlussfolgert Kochar, dass der aus vorangegangenen Regressionen signifikant negative Einfluss auf dem endogenen Angebot an Arbeit beruht.

Demgegenüber argumentiert Abdulai (2003), dass wenn der Einfluss direkter Economies of Scale infolge von Mengenrabatten den Effekt der öffentlichen Güter dominiert, dass dann die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel mit zunehmender Haushaltsgröße trotz steigender Nachfragemengen sinken. Unter Verwendung von Haushaltsdaten für die Schweiz zeigt die Haushaltsgröße einen signifikant negativen Einfluss auf die qualitätsangepassten Ausgaben pro Einheit. Damit zahlen große Haushalte weniger pro nachgefragte Menge Nahrungsmittel, worüber sich der negative Einfluss der Haushaltsgröße erklärt.

Der Einfluss dieser direkten Economies of Scale beruht auf der Existenz von Mengenrabatten beim Angebot multipler Verpackungsgrößen eines Produkts. Diesbezüglich zeigen Studien, dass die Mehrzahl an Konsumenten bei unterschiedlichen Verpackungsgrößen vom Preissetzungsverhalten der Mengenrabatte ausgeht (Manning et al., 1998, Binkley und Bejnarowicz, 2003). Anhand einer Befragung von 400 Konsumenten stellen beispielsweise Nason und Della Bitta (1983) fest, dass 81 % die

kleinste Verpackungsgröße als die teuerste Produktalternative ansehen. Des Weiteren geben 48,2 % der Befragten an, noch niemals zuvor Kenntnis vom gegenteiligen Preissetzungsverhalten der Preisauflschläge genommen zu haben. Ähnliche Ergebnisse bestätigen Mitchell et al. (2003) in einer Befragung britischer Konsumenten. 63 % schätzen die größte Verpackung als die kostengünstigste Alternative ein. Entgegen dieser Verbrauchermeinung wurde die ausschließliche Existenz von Mengenrabatten jedoch widerlegt. Widrick (1979a, b) deckt Ende der 1970er Jahre erstmals das Preissetzungsverhalten der Preisauflschläge auf dem US-amerikanischen Lebensmittelmarkt auf. In zwei umfassenden Untersuchungen stellt er fest, dass bei 18 % und 34 % der einbezogenen Produkte ein höherer Preis pro Einheit bei der großen Verpackung im Vergleich zum Preis pro Einheit der entsprechend kleineren Verpackung vorliegt. Während das Auftreten der Preisauflschläge in den Vereinigten Staaten mehrfach belegt ist (vgl. Manning et al., 1998), liegt für europäische Lebensmittelmärkte nur wenig empirische Evidenz vor (McGoldrick und Marks, 1985, Zotos und Lysonski, 1993). Demgegenüber zeigen sich keinerlei Preisauflschläge in der Untersuchung von Schmidt (2002) für den dänischen Lebensmitteleinzelhandel. Dieser führt sein Ergebnis auf die zunehmende Popularität der Grundpreisauszeichnung bei Nahrungsmitteln in Skandinavien zurück.

Im September 2000 wurde in Form der Preisangabenverordnung (PAngV) die Auszeichnung des Grundpreises zusätzlich zum Endverbraucherpreis auch in Deutschland verpflichtend für den Lebensmitteleinzelhandel eingeführt (BGBl.I, 2002). Daraus resultiert die Frage, ob Preisauflschläge beim Angebot unterschiedlicher Verpackungsgrößen im deutschen Handel dennoch existent sind. Benner und Heidecke (2005) geben ein erstes Indiz für das Auftreten höherer Preise pro Einheit bei großen Verpackungseinheiten in Deutschland. Anhand des „mystery shoppings³“ stellen sie vereinzelt Preisauflschläge fest. Jedoch fehlt in dieser Untersuchung eine spezifische Quantifizierung des Auftretens dieses Preissetzungsmechanismus.

³ Mystery shopping = Verdeckte Situationsanalyse. Der „mystery shopper“ tritt als gewöhnlicher Kunde in der Einkaufsstätte auf, ohne seine Intention der Datenerhebung bekannt zu geben.

1.2 Zielsetzung

Aus diesem Hintergrund resultieren die folgenden Untersuchungsziele der vorliegenden Arbeit.

Im ersten Abschnitt erfolgt die Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln in der Bundesrepublik Deutschland unter besonderer Berücksichtigung der Haushaltsgröße und –zusammensetzung. Als Datengrundlage dient die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 des Statistischen Bundesamtes. Anhand nicht-parametrischer Analysemethoden wird zuerst der Zusammenhang zwischen den logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel und dem aufgewendeten Budget für insgesamt sieben aggregierte Nahrungsmittelgruppen geprüft. Daraus folgend basiert die Untersuchung der Nachfrage nach Nahrungsmitteln auf einer Maximum Likelihood Schätzung der Budgetgleichungen des QUAIDS Nachfragesystems. Zur vereinfachten Interpretation des Nachfrageverhaltens werden aus den geschätzten Parametern die Ausgaben-, Eigenpreis- und Kreuzpreiselastizitäten abgeleitet. Zur Berücksichtigung möglicher Unterschiede im Nachfrageverhalten von Haushalten variierender Größe und Zusammensetzung wird im Anschluss das QUAIDS mittels ungepoolten Regressionsansatzes separat für sechs differenzierte Haushaltstypen geschätzt.

Die Analyse auftretender Economies of Scale im Konsum privater und öffentlicher Güter ist Bestandteil des zweiten Abschnitts dieser Arbeit. Auch diese Untersuchungen basieren auf Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003. Im Speziellen erfolgt hier die Prüfung des Zusammenhangs zwischen der Haushaltsgröße und den Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel mittels nicht-parametrischer und parametrischer Methoden. Eine Analyse dieses Zusammenhangs existiert für Deutschland bisher nicht. Darüber hinaus wird ebenfalls der Einfluss der Haushaltsgröße auf die Pro-Kopf-Ausgaben weiterer privater und auch öffentlicher Güter untersucht. Hier werden die privaten und öffentlichen Komponenten in den aggregierten Gütergruppen Kleidung und Schuhe sowie Unterhaltung getrennt voneinander berücksichtigt. Zur Erklärung des zur Theorie konträren negativen Zusammenhangs zwischen der Haushaltsgröße und den Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel wer-

den darauf folgend die Hypothesen der Endogenität des Arbeitsangebots nach Kochar (2000) sowie der direkten Economies of Scale nach Abdulai (2003) geprüft.

Im letzten Abschnitt dieser Arbeit wird die Existenz von Mengenrabatten und Preisauflschlägen im Preissetzungsverhalten des deutschen Lebensmitteleinzelhandels untersucht. Anhand des Haushaltspanels ConsumerScan der GfK Panel Services GmbH werden die Preise pro Einheit von unterschiedlichen Verpackungsgrößen von 635 Produkten miteinander verglichen. Anhand einer zweistufigen Heckman-Schätzung werden auf erster Stufe die Faktoren, die einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Mengenrabatten und Preisauflschlägen ausüben, analysiert. Unter Berücksichtigung des vorliegenden Preissetzungsverhaltens durch die Einbeziehung sogenannter Selektivitätsterme werden auf zweiter Stufe die einflussnehmenden Determinanten auf das Ausmaß von Mengenrabatten und Preisauflschlägen untersucht.

1.3 Aufbau der Arbeit

Die Analysen der vorliegenden Arbeit gliedern sich wie folgt. Die Untersuchung der Nachfrage nach Nahrungsmitteln erfolgt in Kapitel 2. Im Anschluss an eine kurze Einführung unter Abschnitt 2.1 wird das theoretische Modell des QUAIDS Nachfragesystems nach Banks et al. (1997) in Abschnitt 2.2 vorgestellt. Abschnitt 2.3 gibt einen Überblick über durchgeführte Studien zur Nachfrageanalyse bei Nahrungsmitteln. Die für die Analysen verwendeten Daten werden in Abschnitt 2.4 abgebildet. Die Ergebnisse der nicht-parametrischen Analysen werden im ersten Teil des darauf folgenden Abschnitts 2.5 vorgestellt. Im zweiten Teil 2.5.2 werden die aus der Schätzung des Nachfragesystems ermittelten Ausgaben- und Preiselastizitäten diskutiert. Abschnitt 2.6 fasst die Ergebnisse zusammen.

Kapitel 3 umfasst die Untersuchung auftretender Economies of Scale im Konsum privater und öffentlicher Güter. Abschnitt 3.1 leitet die Analysen ein. Das theoretische Konzept der Economies of Scale wird in Abschnitt 3.2 vorgestellt. Daran an-

schließlich zeigt Abschnitt 3.3 die in der Literatur stattfindende Diskussion bezüglich des unerwarteten negativen Zusammenhangs zwischen Haushaltsgröße und den Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel auf. Abschnitt 3.4 stellt die den Analysen zugrunde liegende Datenbasis vor. Unter Abschnitt 3.5 werden die Ergebnisse der nicht-parametrischen und parametrischen Analysen abgebildet und die Hypothesen der Endogenität des Arbeitsangebots und der direkten Economies of Scale geprüft. Die Zusammenfassung der erzielten Ergebnisse erfolgt unter Abschnitt 3.6.

In Kapitel 4 wird das Preissetzungsverhalten der Mengenrabatte und Preisaufläge im deutschen Lebensmitteleinzelhandel untersucht. Abschnitt 4.1 beginnt mit einer kurzen Einleitung. Einen Überblick über bisher durchgeführte Studien zur Untersuchung von Preisauflägen gibt Abschnitt 4.2. In Abschnitt 4.3 wird in Anlehnung an Walden (1988) ein theoretisches Modell entwickelt, welches aufgrund von angebotsinduzierten Faktoren sowohl die Existenz als auch das Ausmaß von Mengenrabatten und Preisauflägen erklärt. Die empirische Spezifikation dieses Modells erfolgt unter Abschnitt 4.4. Abschnitt 4.5 stellt die den Analysen zugrunde liegenden Daten vor und Abschnitt 4.6 diskutiert die erzielten Ergebnisse. Diese werden unter Abschnitt 4.7 zusammengefasst.

Kapitel 5 schließt mit einer Zusammenfassung und einer Diskussion der aus den in dieser Arbeit erzielten Ergebnissen ableitbaren Implikationen.

Kapitel 2

Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland

Das vorliegende Kapitel umfasst die Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung der Haushaltsgröße und -zusammensetzung. Abschnitt 2.1 beginnt mit einer Einleitung. Daran anschließend wird in Abschnitt 2.2 das theoretische Modell des Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) nach Banks et al. (1997) vorgestellt. Abschnitt 2.3 gibt einen Überblick über durchgeführte Studien zur Nachfrage nach Nahrungsmitteln. Zum Vergleich der in der vorliegenden Untersuchung ermittelten Ausgaben- und Preiselastizitäten werden innerhalb dieses Abschnitts zuerst Analysen hinsichtlich der Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland vorgestellt. Zur weiteren internationalen Einordnung der Ergebnisse erfolgt ein Literaturüberblick über Studien für mit Deutschland vergleichbare Länder sowie über Studien, die ebenfalls auf dem QUAIDS Modell nach Banks et al. beruhen. Die für die Analysen verwendeten Daten werden in Abschnitt 2.4 dargestellt. Im ersten Teil des darauf folgenden Abschnitts 2.5 erfolgt die nicht-parametrische Prüfung des Zusammenhangs zwischen den logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel und dem aufgewendeten Budget für sieben unterschiedliche Nahrungsmittelgruppen. In 2.5.2 werden die Ergebnisse des QUAIDS Nachfragesystems in Form der Ausgaben- und Preiselastizitäten der unterschiedlichen Nahrungsmittelgruppen diskutiert. Abschnitt 2.6 fasst die Ergebnisse zusammen.

2.1 Einleitung

Die Analyse des Nachfrageverhaltens privater Haushalte bietet sowohl für die Ernährungsindustrie als auch –politik wichtige Erkenntnisse, um auf Veränderungen reagieren und zukünftige Entwicklungen abschätzen zu können. Erste Studien versuchen, Einblicke in die Nahrungsmittelnachfrage anhand der Schätzung von Eingleichungsmodellen zu erhalten. Hierbei wird die nachgefragte Menge eines Gutes auf den Preis des Gutes sowie auf die Preise verbundener Güter und das Einkommen regressiert und damit die Ausgaben- und Preiselastizitäten direkt bestimmt. Als wesentlicher Nachteil dieser Modelle gilt jedoch die fehlende Berücksichtigung der ökonomischen Nachfragetheorie. Stone (1954) entwickelt mit dem Linearen Ausgabensystem (LES) erstmals ein Nachfragesystem, welches aufgrund seiner direkten Ableitung aus der Konsumtheorie deren Restriktionen (Homogenität, Additivität und Symmetrie) genügt. Jedoch unterliegt das LES einer Reihe von Beschränkungen, die bei der Interpretation der Ergebnisse berücksichtigt werden müssen. So sind die Einkommenselastizitäten des LES immer positiv, wodurch keine inferioren Güter zugelassen werden. Des Weiteren sind alle Substitutionseffekte positiv, d. h. es liegen keinerlei komplementäre Beziehungen zwischen den Gütern vor (Ronning, 1988).

Auf diese erste Entwicklung eines vollständigen Nachfragesystems folgt eine Vielfalt weiterer Spezifikationen zur Analyse des Nachfrageverhaltens. Zwei aus dieser Vielfalt häufig angewendete Modelle bilden das Rotterdam (Theil, 1965, Barten, 1966) und das Indirekte Translog Nachfragesystem (Christensen et al., 1975). Aus diesen beiden Modellen entwickeln Deaton und Muellbauer (1980a) das heute weit verbreitete Almost Ideal Demand System (AIDS). Im Vergleich zu seinen Vorgängermodellen bietet das AIDS eine Reihe an Vorteilen: Es leitet von einer Nutzenfunktion erster Ordnung in jede beliebige Nachfragefunktion über, es erfüllt exakt die Axiome der Präferenzen, es ist in seiner Funktionsform konsistent mit bekannten Haushaltsdaten und es ist einfach in seiner Anwendung (Deaton und Muellbauer, 1980a). In den darauf folgenden Jahren analysiert eine Vielzahl an Studien die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Entwicklungs- als auch Industrieländern basierend auf dem

AIDS Nachfragesystem (Moschini und Mielke, 1989, Burton und Young, 1992, Park et al., 1996, Han und Wahl, 1998, Lazaridis, 2003, Jiang und Davis, 2007).

Die empirische Evidenz der Untersuchung von Engelkurven deutet jedoch darauf hin, dass in der Spezifikation der zu schätzenden Budgetgleichungen neben den logarithmierten Ausgaben Funktionsterme höherer Ordnung notwendig sind, um einer geeigneten Anpassung an das Verbraucherverhalten nachzukommen. Sie bestätigen für zahlreiche Gütergruppen die Nicht-Linearität des Zusammenhangs zwischen den logarithmierten Ausgaben und dem aufgewendeten Budget dieser Güter. Innerhalb eines ersten Untersuchungsschritts prüfen Banks et al. (1997) anhand nicht-parametrischer Analysemethoden den Zusammenhang zwischen den logarithmierten Gesamtausgaben und den Ausgabenanteilen fünf unterschiedlicher Gütergruppen. Auch sie kommen zu dem Ergebnis, dass die resultierenden Engelkurven für drei der berücksichtigten Güter nicht linear verlaufen. Basierend auf einer quadratischen Erweiterung des AIDS nach Blundell et al. (1993) schlagen Banks et al. die empirische Spezifikation eines Nachfragesystems vor, welches die gleichen vorteilhaften Eigenschaften des AIDS aufweist und darüber hinaus eine flexiblere Formulierung der Engelkurven erlaubt. Dieses Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) bezieht neben den logarithmierten Ausgaben zugleich die quadrierten logarithmierten Ausgaben in die Budgetgleichungen ein und implementiert die Abhängigkeit der Preise. Erste Studien analysieren die Nachfrage nach Nahrungsmitteln anhand des QUAIDS und stellen die ermittelten Elastizitäten denen linearer Systeme gegenüber. Sie zeigen, dass die jeweils entsprechenden Elastizitäten deutlich voneinander abweichen (Decoster und Vermeulen, 1998, Abdulai, 2002, Pofahl et al., 2005). Darüber hinaus belegen einige dieser Studien innerhalb eines ersten Analyse-schritts mittels nicht-parametrischer Regression, dass der Zusammenhang zwischen den logarithmierten Ausgaben und dem aufgewendeten Budget für manche Gütergruppen nicht linear ist und damit das QUAIDS dieses Verbraucherverhalten flexibler abbildet (Abdulai und Aubert, 2004, Bai und Wahl, 2005). Weitere dieser Untersuchungen bestätigen unter Verwendung unterschiedlicher Teststatistiken, dass die empirische Spezifikation des QUAIDS einer geeigneteren Anpassung an die Daten

folgt (Abdulai, 2002, Pofahl et al., 2005, Durham und Eales, 2006). Eine Anwendung für Deutschland existiert bisher jedoch nicht.

Die Haushaltsgröße und –zusammensetzung übt aufgrund heterogener Präferenzen zwischen den verschiedenen Haushaltstypen einen wesentlichen Einfluss auf die Nachfrage nach Nahrungsmitteln aus (Moro und Sckokai, 2000). Zur Berücksichtigung möglicher Nachfrageunterschiede stehen verschiedene Ansätze zur Verfügung, z. B. demographische Skalierung oder demographische Translation (Pollak und Wales, 1992). Kohn und Missong (2003) merken jedoch an, dass diese Verfahren zur Einbeziehung demographischer Charakteristika weitere Restriktionen auf die Schätzung des Nachfragesystems zur Folge haben. Eine Möglichkeit der unrestrictiven Berücksichtigung demographischer Unterschiede liegt in der separaten Schätzung des Nachfragesystems für unterschiedliche Haushaltstypen. Dieses Verfahren wird als sogenannter ungepoolter Regressionsansatz bezeichnet (Kohn und Missong, 2003).

Im vorliegenden Kapitel wird die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland unter Berücksichtigung des Einflusses der Haushaltsgröße und –zusammensetzung analysiert. Als Datenbasis dient die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 des Statistischen Bundesamtes. Unter Anwendung nicht-parametrischer Analysemethoden wird in einem ersten Untersuchungsschritt der Zusammenhang zwischen den logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel und dem aufgewendeten Budget für sieben unterschiedliche Nahrungsmittelgruppen geprüft. Die resultierenden Engelkurven zeigen, dass die empirische Spezifikation des QUAIDS einer flexibleren Anpassung an das Nachfrageverhalten folgt. Damit wird in einem zweiten Untersuchungsschritt die Nachfrage nach Nahrungsmitteln durch eine Maximum Likelihood (ML) Schätzung der Budgetgleichungen des QUAIDS analysiert. Zur vereinfachten Interpretation der Nachfrage nach Nahrungsmitteln werden aus den geschätzten Parametern die Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten abgeleitet. Durch separate Schätzung des Nachfragesystems für sechs verschiedene Haushaltstypen werden mögliche Unterschiede im Nachfrageverhalten von Haushalten variierender Größe und Zusammensetzung untersucht.

2.2 Theoretisches Modell des Quadratic Almost Ideal Demand System – QUAIDS

Die in den logarithmierten Gesamtausgaben linear formulierte Nachfrage eines Gutes wird als Price-Independent Generalized Logarithmic (PIGLOG) Nachfragesystem nach Muellbauer (1976) bezeichnet. Dieses System wird aus einer indirekten Nutzenfunktion, die selber in den logarithmierten Gesamtausgaben linear ist, abgeleitet. Systembeispiele für diese sogenannte PIGLOG-Nachfrage bilden das Almost Ideal Demand System nach Deaton und Muellbauer (1980a) sowie das Translog Nachfragesystem nach Jorgenson et al. (1982). Banks et al. (1997) leiten das QUAIDS aus einer Verallgemeinerung dieser PIGLOG Präferenzen ab. Den Ausgangspunkt bildet dabei die folgende indirekte Nutzenfunktion:

$$\ln V = \left\{ \left[\frac{\ln m - \ln a(p)}{b(p)} \right]^{-1} + \lambda(p) \right\}^{-1}, \quad (2.1)$$

wobei der mittlere Term $\left[\frac{\ln m - \ln a(p)}{b(p)} \right]$ die indirekte Nutzenfunktion des PIGLOG

Nachfragesystems, m das Haushaltseinkommen und $a(p)$, $b(p)$ und $\lambda(p)$ Funktionen des Preisvektors p abbilden. Zur Einhaltung der Homogenitätseigenschaft der indirekten Nutzenfunktion müssen $a(p)$ homogen vom Grade 1 in p und $b(p)$ und $\lambda(p)$ homogen vom Grade Null in p sein. $\ln a(p)$ in (2.1) stellt den sogenannten Translog Preisindex dar:

$$\ln a(p) = \alpha_o + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j, \quad (2.2)$$

und $b(p)$ bildet den Cobb-Douglas-Preisaggregator

$$b(p) = \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}. \quad (2.3)$$

Banks et al. formulieren das QUAIDS Nachfragesystem mit der Zielsetzung, die vorteilhaften Eigenschaften des AIDS Systems zu erhalten und dabei eine flexiblere Formulierung der Engelkurven zu gewährleisten. Unter diesem Ziel definieren sie die indirekte Nutzenfunktion (2.1) mit:

$$\lambda(p) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \ln p_i, \quad \text{wobei } \sum_{i=1}^n \lambda_i = 0. \quad (2.4)$$

Unter Anwendung von Roys Identität auf die indirekte Nutzenfunktion (2.1) ergibt sich die folgende zu schätzende Budgetgleichung des QUAIDS:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2, \quad (2.5)$$

wobei α , β , γ und λ die zu schätzenden Parameter abbilden. Aus Gleichung (2.5) wird deutlich, dass für $\lambda_i=0 \forall i$ sich die Budgetgleichung des QUAIDS auf die Budgetgleichung des AIDS reduziert.

Die Budgetrestriktion der Konsumtheorie fordert, dass die Summe aller Budgetanteile gleich 1 ist: $\sum_{i=1}^n w_i = 1$. Hieraus resultieren die folgenden Restriktionen:

$$(1) \quad \sum_{j=1}^m \gamma_{ij} = 0, \quad \forall i \quad \text{Homogenität} \quad (2.6)$$

$$(2) \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \quad \forall i \neq j \quad \text{Symmetrie} \quad (2.7)$$

$$(3) \quad \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad \text{und} \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \text{Adding-Up} \quad (2.8)$$

Eine weitere Bedingung der Nachfragetheorie stellt die Negativität dar, d.h. Konkavitätseigenschaft der Ausgabenfunktion, dass die Slutsky-Matrix negativ semi-definit ist. Daraus folgt, dass ihre diagonalen Elemente in Form der kompensierten Eigenpreiselastizitäten negativ sind.

Da das QUAIDS ein Nachfragesystem vom Rang 3 darstellt, erlaubt es die Abbildung einer größeren Vielfalt an Funktionsverläufen der Engelkurven. Die Zugehörigkeit eines Gutes zur Gruppe der Luxus- oder der notwendigen Güter kann über die Höhe der Gesamtausgaben variieren. Ist beispielsweise β_i positiv und λ_i negativ, so zählt das Gut i bei niedrigem Niveau der Gesamtausgaben in die Kategorie der Luxusgüter. Steigen nun die Gesamtausgaben an, kann die Ausgabenelastizität unter 1 sinken und damit die Zugehörigkeit in die Gruppe der Luxusgüter verändern.

Die Interpretation der Parameter des Nachfragesystems erfolgt in Form der Ausgaben- und Preiselastizitäten. Diese ergeben sich aus der Ableitung der Budgetgleichung (2.5) nach $\ln m$ und $\ln p_j$:

$$\mu_i = \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\} \quad \text{und} \quad (2.9)$$

$$\mu_{ij} = \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \mu_i \left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln P_k \right) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2. \quad (2.10)$$

Die Ausgabenelastizität berechnet sich wie folgt:

$$e_i = \frac{\mu_i}{w_i} + 1. \quad (2.11)$$

Die unkompenzierten Preiselastizitäten nach Marshall sind gegeben durch:

$$e_{ij}^u = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij}, \quad (2.12)$$

wobei δ_{ij} das sogenannte Kronecker Delta darstellt, das für $i=j$ den Wert 1 und andernfalls den Wert 0 annimmt. Unter Verwendung der Slutsky Gleichung ergeben sich die kompenzierten Preiselastizitäten nach Hicks wie folgt:

$$e_{ij}^c = e_{ij}^u + e_i w_j. \quad (2.13)$$

2.3 Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln – ein Literaturüberblick

2.3.1 Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland

Die ersten empirischen Analysen des Nachfrageverhaltens nach Nahrungsmitteln privater Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland erfolgen anhand der Schätzung von Eingleichungsmodellen (Meyer, 1978, Filip, 1983, Ryll, 1984, Appel und Ferber, 1987, Röder, 1998). In diesen Modellen werden die Preise der Nahrungsmittel und das Einkommen als unabhängige Variablen auf die nachgefragte Menge des Nahrungsmittels und damit direkt die Preis- und Einkommenselastizitäten bestimmt. Als wesentlicher Nachteil dieser Analysen gilt jedoch die fehlende Berücksichtigung der ökonomischen Nachfragetheorie.

Die Schätzung erster Nachfragesysteme, unter Berücksichtigung stark aggregierter Gütergruppen wie Nahrungsmittel, Kleidung, Transport und Wohnen, erfolgt in den 1980er Jahren (Merz, 1980, Murty und Pradesh, 1981, Rettig, 1983, Sienknecht, 1986). Unter Anwendung eines Quadratischen Ausgabensystems (QES) bestimmen Murty und Pradesh (1981) beispielsweise die Preis- und Einkommenselastizitäten für die Gütergruppen Nahrungsmittel und Getränke, Tabakwaren, Kleidung und Schuhe sowie andere Nicht-Nahrungsmittel. Als Datenbasis dienen Preis- und Ausgabeninformationen der Laufenden Wirtschaftsrechnung von 1960 bis 1975. Die Einkommenselastizität für Nahrungsmittel liegt bei 0,59 und die Preiselastizität bei -0,26.

Eine der ersten differenzierten Betrachtungen unterschiedlicher Nahrungsmitteluntergruppen unter Anwendung eines vollständigen Nachfragesystems führen de Haen et al. (1982) für insgesamt neun Länder der Europäischen Union durch. Sie schätzen ein LES über drei Ebenen. Auf der zweiten Ebene erfolgt eine Disaggregation der Nahrungsmittel in zwölf unterschiedliche Untergruppen. Für Deutschland werden Daten der Haushalts- und Verbrauchsstichproben von 1960 bis 1976 zugrunde gelegt. Die Einkommenselastizitäten liegen für alle Nahrungsmittelgruppen unter 1, verarbeitete Milchprodukte und Gemüse mit Elastizitäten von 1,41 bzw. 2,73 ausge-

nommen. Ebenso zeigt sich ausschließlich bei diesen beiden Nahrungsmitteln eine elastische Nachfrage mit Preiselastizitäten größer 1.

Für ebenfalls acht Länder der Europäischen Union einschließlich der Bundesrepublik Deutschland schätzen Michalek und Keyzer (1992) ein zweistufiges LES-AIDS-Nachfragesystem. Als Datengrundlage dienen nationale Zeitreihenerhebungen der Ausgaben und Preise unterschiedlicher Gütergruppen des Statistischen Amtes der Europäischen Gemeinschaft (Eurostat) von 1970 bis 1985. Für Deutschland werden zusätzlich Daten der OECD, FAO und des Statistischen Bundesamtes herangezogen. Auf der oberen Stufe wird ein AIDS unter Berücksichtigung der stark aggregierten Gütergruppen Nahrungsmittel, Getränke und Nicht-Nahrungsmittel geschätzt. Die Einkommenselastizität für Nahrungsmittel beträgt in Deutschland 0,28 im Jahr 1970 und 0,23 im Jahr 1985. Auch die Einkommenselastizitäten für Getränke zeigen Werte kleiner 1. Mit einer Eigenpreiselastizität von -0,87 zeigt sich die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland unelastisch. Demgegenüber erweist sich die Nachfrage nach Getränken mit einer Eigenpreiselastizität von -1,47 als elastisch⁴.

Auf der unteren Stufe schätzen Michalek und Keyzer ein LES für zehn differenzierte Nahrungsmittelgruppen. Für Deutschland zeigen sich Einkommenselastizitäten von 0,02 für die Nahrungsmittelgruppe Fisch bis 0,36 für Kaffee, Tee und Kakao für das Jahr 1985. Sehr geringe Einkommenselastizitäten zeigen sich ebenfalls in den Gruppen Brot und Getreideprodukte mit 0,06, Kartoffeln mit 0,05 und Zuckererzeugnisse mit 0,11. Die Eigenpreiselastizitäten der einzelnen differenzierten Gruppen liegen zwischen -0,83 für Kaffee, Tee und Kakao und -0,06 für Fisch.

Henning und Michalek (1992) schätzen ein dreistufiges LES-LES-AIDS Nachfragesystem für Deutschland. Auf der oberen Stufe werden anhand eines AIDS die Preis- und Einkommenselastizitäten für die aggregierten Gütergruppen Nahrungsmittel, Getränke und Tabakwaren sowie Nicht-Nahrungsmittel berechnet. Auf der mittleren Stufe erfolgt die Bestimmung der Elastizitäten für insgesamt zehn differenzierte Nahrungsmittelgruppen, sieben Gütergruppen der Kategorie Nicht-Nahrungsmittel

⁴ Für einen vergleichenden Überblick sind die in den unterschiedlichen Studien für Deutschland ermittelten Ausgaben- und Preiselastizitäten detailliert in Tabelle 2-1 und Tabelle 2-2 dargestellt.

sowie für Getränke und Tabakwaren. Eine detaillierte Analyse des Nachfrageverhaltens speziell für die Nahrungsmittelgruppe Fleisch erfolgt auf der unteren Stufe durch die Schätzung eines LES für vier unterschiedliche Fleischsorten. Als Datenbasis werden die entsprechenden Preis- und Mengenindices dieser unterschiedlichen Gütergruppen aus Datenbanken des Eurostat, der FAO sowie des Statistischen Bundesamtes für den Zeitraum 1970 bis 1985 verwendet. Für Nahrungsmittel ergeben sich Einkommenselastizitäten von 0,33 für das Jahr 1970 und 0,42 für 1985. Während die Einkommenselastizität für Getränke und Tabakwaren 1970 bei 0,31 liegt, ergibt sich 15 Jahre später eine negative Einkommenselastizität von -0,10. Damit stellen Getränke und Tabakwaren inferiore Güter dar. Demgegenüber zeigt sich für Nicht-Nahrungsmittel eine Einkommenselastizität größer 1. Mit Eigenpreiselastizitäten von -1,15 und -1,08 entsprechend für Nahrungsmittel sowie Getränke und Tabakwaren unterliegen diese Gütergruppen einer elastischen Nachfrage. Nicht-Nahrungsmittel unterliegen einer unelastischen Nachfrage mit -0,31.

Die Einkommenselastizitäten der mittleren Stufe liegen für alle zehn Nahrungsmitteluntergruppen unter 1. Damit steigt deren Nachfrage bei einer Einkommenssteigerung unterproportional. Einer elastischen Nachfrage unterliegen die Nahrungsmittelgruppen Fleisch und andere Nahrungsmittel mit Preiselastizitäten von entsprechend -1,14 und -1,35. Alle anderen Nahrungsmittel zeigen eine unelastische Nachfrage mit Preiselastizitäten von -0,11 für Brot und Getreideprodukten bis -0,70 für Fisch. Auf der untersten Stufe ergibt sich lediglich für Lammfleisch eine Einkommenselastizität von über 1 mit 1,09. Für alle anderen Fleischsorten zeigen sich Einkommenselastizitäten kleiner 1.

Eine weitere Untersuchung des Nachfrageverhaltens bei Nahrungsmitteln für Deutschland führt Wildner (2000) anhand von Daten der Laufenden Wirtschaftsrechnung von 1966 bis 1997 durch. Diese Datenbasis umfasst die Nahrungsmittelausgaben und die nachgefragten Mengen für drei unterschiedliche Haushaltstypen⁵. Unter Anwendung eines linearen AIDS bestimmt Wildner auf einer ersten Stufe die

⁵ 2-Personen-Haushalte von Rentnern und Sozialhilfeempfängern mit geringem Einkommen, 4-Personen-Arbeitnehmerhaushalte mit mittlerem Einkommen und 4-Personen-Haushalte von Beamten und Angestellten mit höherem Einkommen.

Preis- und Ausgabenelastizitäten für insgesamt fünf aggregierte Nahrungsmittelgruppen sowie einer Nicht-Nahrungsmittelgruppe differenziert nach den oben angeführten Haushaltstypen. Auf einer zweiten Stufe erfolgt eine detaillierte Analyse des Nachfrageverhaltens für Fleisch und Fisch in fünf Untergruppen. Für den dritten Haushaltstyp ergibt sich ausschließlich für Nicht-Nahrungsmittel eine Ausgabenelastizität größer 1. Demgegenüber liegen alle Ausgabenelastizitäten der fünf Nahrungsmittelgruppen unter 1. Die Gruppe der Fette und Öle zeigt sogar eine negative Ausgabenelastizität. In Hinblick auf die kompensierten Preiselastizitäten ergibt sich abgesehen von der Gütergruppe Obst, Gemüse, Cerealien und Kartoffeln für alle weiteren berücksichtigten Gütergruppen eine unelastische Nachfrage mit Elastizitäten von -0,07 für Fette und Öle bis -0,60 für Fleisch und Fisch. Ausschließlich in der Gruppe Obst, Gemüse, Cerealien und Kartoffeln zeigt sich eine Preiselastizität größer 1 von -1,11.

Anhand der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe von 1993 analysiert Thiele (2001) die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland. Als bedeutender Unterschied zu den oben angeführten Studien bestimmt Thiele anhand von Querschnittsdaten die Ausgaben- und Preiselastizitäten für 15 differenzierte Nahrungsmittelgruppen. Die aus dem LES abgeleiteten Elastizitäten zeigen Ausgabenelastizitäten größer 1 für Rind-, Schweine- und Geflügelfleisch sowie für Milch und Milchprodukte. Für alle anderen Nahrungsmittel liegen die Ausgabenelastizitäten unter 1. Hinsichtlich der Eigenpreiselastizitäten zeigt sich in den Gruppen Schweinefleisch sowie Kartoffeln, Nudeln und Reis eine elastische Nachfrage mit Elastizitäten von entsprechend -1,11 und -1,06. Alle weiteren Preiselastizitäten liegen zwischen -0,20 für Eier bis -0,99 für Milch und Milchprodukte.

Eine weitere Studie, die anhand von Querschnittsdaten das Nachfrageverhalten bei Nahrungsmitteln in Deutschland analysiert, führt Hoffmann (2003) anhand der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1998 durch. Hoffmann merkt an, dass in vorangegangenen Studien sozioökonomische und soziodemographische Faktoren weitgehend unberücksichtigt geblieben sind. Auf der oberen Stufe erfolgt daher die Bestimmung der Einkommenselastizität für Nahrungsmittel anhand eines erweiterten Linearen Ausgabensystems (ELES) sowohl für alle Haushalte als auch nach sozio-

ökonomischen und –demographischen Charakteristika differenzierten Haushaltsgruppen. Die ermittelte Einkommenselastizität für Nahrungsmittel liegt unter Berücksichtigung aller Haushalte bei 0,11. Demgegenüber variiert die Einkommenselastizität in Abhängigkeit zum Haushaltstyp. Die höchste Elastizität zeigen die 1-Personen-Haushalte. Die getrennte Schätzung nach Ausgabenquartilen zeigt, dass die Einkommenselastizität für Nahrungsmittel mit steigenden Gesamtausgaben abnimmt. Auf der unteren Stufe ermittelt sie die Ausgabenelastizitäten für 13 unterschiedliche Nahrungsmittelgruppen. Alle zeigen Elastizitäten unter 1 und zählen damit in die Gruppe der notwendigen Güter.

Für einen übersichtlichen Vergleich fassen Tabelle 2-1 und Tabelle 2-2 die Einkommens- bzw. Ausgaben- und Preiselastizitäten der oben angeführten Studien nochmals detailliert zusammen.

Es wird deutlich, dass die ermittelten Elastizitäten für eine Vielzahl an Nahrungsmittelgruppen erhebliche Unterschiede aufweisen. Dies kann auf verschiedene Ursachen zurückgeführt werden. Erstens basieren die Ergebnisse dieser Studien auf unterschiedlichen Datenerhebungen. Darüber hinaus beziehen sich die jeweils verwendeten Daten auf voneinander abweichende Jahre oder Zeiträume. Als weiterer Grund liegen den Analysen unterschiedliche Nachfragesysteme zugrunde.

2.3.2 Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in europäischen Ländern

Neben den für Deutschland vorgestellten Studien analysiert eine Vielzahl weiterer Untersuchungen das Nachfrageverhalten bei Nahrungsmitteln unter Verwendung unterschiedlicher Nachfragesysteme sowohl für Industrie- als auch für Entwicklungsländer (Mergos und Donatos, 1989, Park et. al., 1996, Han und Wahl, 1998, Abdulai et al., 1999). Zur internationalen Einordnung der für Deutschland ermittelten Preis- und Einkommens- bzw. Ausgabenelastizitäten werden nachfolgend lediglich Ergebnisse für mit Deutschland vergleichbare Länder vorgestellt.

Tabelle 2-1: Überblick der Einkommens- bzw. Ausgabenelastizitäten bisheriger Studien zur Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland

Nahrungsmittelgruppe	Henning und Michalek (1992)		Michalek und Keyzer (1992)		Wildner (2000)						Thiele (2001)	Hoffmann (2003)
	Jahr		1970	1985	1980			1995			1993	1998
	1970	1985	1970	1985	HH I	HH II	HH III	HH I	HH II	HH III	1993	1998
Nahrungsmittel gesamt	0,33	0,42	0,28	0,23	-	-	-	-	-	-	-	0,11
Brot und Getreideprodukte	0,07	0,07	0,07	0,06	0,35	0,48	0,45	0,29	0,51	0,52	0,89 ³ 0,78 ⁴ 1,46 ⁵ 1,36 ⁶	0,75 ³
Fleisch und Fisch	0,41 ¹ 0,30 ²	0,47 ¹ 0,41 ²	0,29 ¹ 0,03 ²	0,24 ¹ 0,02 ²	0,20	0,32	0,36	-0,15	-0,06	0,16	1,22 ⁷ 0,89 ⁸ 0,70 ² 1,06 ⁹	0,86 ¹ 0,76 ²
Milch, Milchprodukte und Eier	0,15	0,17	0,15	0,13	0,21	0,29	0,16	-0,03	0,18	0,11	0,75 ¹⁰ 0,75 ¹¹	0,56 ⁹ 0,77 ¹⁰ 0,76 ¹¹
Öle und Fette	0,20	0,26	0,29	0,33	0,32	0,33	0,35	-0,39	-0,47	-0,33	0,62	0,55
Obst und Gemüse	0,31	0,30	0,35	0,26	0,35	0,48	0,45	0,29	0,51	0,52	0,99 ¹² 0,71 ¹³	0,84 ¹² 0,85 ¹³
Kartoffeln	0,13	0,22	0,05	0,05							0,78	0,58
Zucker	0,09	0,11	0,11	0,11	0,25	0,21	0,31	-0,07	-0,05	0,20		
Kaffee und Tee	0,12	0,11	0,46	0,36							0,71	0,81
Andere Nahrungsmittel	0,54	0,71	0,37	0,30								

¹Fleisch, ²Fisch, ³Brot, ⁴Kartoffeln, Nudeln und Reis, ⁵Rindfleisch, ⁶Schweinefleisch, ⁷Geflügelfleisch, ⁸Wurst und Wurstwaren, ⁹Milch, Milchprodukte, ¹⁰Käse, ¹¹Eier, ¹²Obst, ¹³Gemüse

Quelle: Eigene Zusammenstellung

Tabelle 2-2: Überblick der Eigenpreiselastizitäten bisheriger Studien zur Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland

Nahrungsmittelgruppe	Henning und Michalek (1992)		Michalek und Keyzer (1992)		Wildner (2000)						Thiele (2001)		
	Jahr	1970	1985	1970	1985	HH I	1980 HH II	HH III	HH I	1995 HH II	HH III		
Nahrungsmittel gesamt		-0,24	-1,15		-0,87	-	-	-	-	-	-	-	
Brot und Getreideprodukte		-0,03	-0,11		-0,12	-0,14	-1,21	-0,92	-1,13	-1,25	-0,92	-1,11	-0,69 ³ -1,06 ⁴ -0,97 ⁵ -1,11 ⁶
Fleisch und Fisch		-0,26 ¹ -0,13 ²	-1,14 ¹ -0,70 ²		-0,47 ¹ -0,05 ²	-0,56 ¹ -0,06 ²	-0,36	-0,73	-0,67	-0,14	-0,65	-0,60	-0,53 ⁷ -0,86 ⁸ -0,72 ² -0,99 ⁹
Milch, Milchprodukte und Eier		-0,07	-0,30		-0,25	-0,31	-0,36	-0,38	-0,31	-0,18	-0,28	-0,31	-0,72 ¹⁰ -0,20 ¹¹
Öle und Fette		-0,09	-0,45		-0,47	-0,78	-0,86	-0,80	-0,54	-0,75	-0,59	-0,07	-0,73
Obst und Gemüse		-0,16	-0,59		-0,56	-0,60	-1,21	-0,92	-1,13	-1,25	-0,92	-1,11	-0,78 ¹² -0,80 ¹³
Kartoffeln		-0,06	-0,37		-0,09	-0,12	-1,21	-0,92	-1,13	-1,25	-0,92	-1,11	-1,06
Zucker		-0,04	-0,18		-0,19	-0,26	-0,41	-0,23	-0,36	-0,18	0,02	-0,26	
Kaffee und Tee		-0,05	-0,19		-0,75	-0,83							-0,90
Andere Nahrungsmittel		-0,26	-1,35		-0,60	-0,70							

¹Fleisch, ²Fisch, ³Brot, ⁴Kartoffeln, Nudeln und Reis, ⁵Rindfleisch, ⁶Schweinefleisch, ⁷Geflügelfleisch, ⁸Wurst und Wurstwaren, ⁹Milch, Milchprodukte, ¹⁰Käse, ¹¹Eier, ¹²Obst, ¹³Gemüse

Quelle: Eigene Zusammenstellung

Chesher und Rees (1987) sowie Tiffin und Tiffin (1999) analysieren Preis- und Ausgabenelastizitäten unterschiedlicher Nahrungsmittelgruppen anhand des AIDS Nachfragesystems für Großbritannien. Die Datenbasis beider Studien bildet der National Food Survey, wobei die letztere Studie auf eine längere Zeitreihe zurückgreift. Chesher und Rees (1987) ermitteln die Ausgabenelastizitäten für Fette, Käse und Fleisch sowie für unterschiedliche Untergruppen dieser Nahrungsmittel. Die Ergebnisse zeigen für die Gruppe der Fette die geringsten Ausgabenelastizitäten zwischen 0,01 und 0,11 sowie für die Nahrungsmittelgruppe Käse die höchsten Elastizitäten mit 0,35 bis 0,41.

Tiffin und Tiffin (1999) schätzen ein dreistufiges lineares AIDS unter Einbeziehung der Nahrungsmittelausgaben britischer Haushalte von 1972 bis 1994. Unter der Annahme schwacher Trennbarkeit ermitteln sie auf der oberen Stufe eine Ausgabenelastizität für Nahrungsmittel von 0,52 und eine Eigenpreiselastizität von -0,04. Auf der mittleren Stufe erfolgt die Berechnung der Ausgaben- und Preiselastizitäten für Grundnahrungsmittel, Fleisch, Gemüse und Obst. Alle Preiselastizitäten zeigen eine unelastische Nachfrage mit Werten von -0,21 für Obst bis -0,29 für Fleisch. Des Weiteren bilden drei dieser Nahrungsmittelgruppen notwendige Güter mit Ausgabenelastizitäten unter 1. Ausschließlich Fleisch weist eine Ausgabenelastizität größer 1 auf und fällt damit in die Gruppe der Luxusgüter.

Für Frankreich analysiert Fulponi (1989) das Nachfrageverhalten bei Nahrungsmitteln anhand der Schätzung eines dreistufigen linearen AIDS Nachfragesystems. Unter Verwendung von Ausgaben- und Preisdaten von 1959 bis 1985 des Institut National de la Statistique et des Études (INSEE) berechnet sie auf der oberen Stufe die Einkommenselastizitäten von vier Gütergruppen. Nahrungsmittel weisen eine Einkommenselastizität von 0,36 auf und bilden damit ein notwendiges Gut. Auf der mittleren Stufe erfolgt die Untersuchung der Verteilung der Ausgaben für Nahrungsmittel auf folgende fünf Untergruppen: Fleisch, Milch und Milchprodukte, Getreideprodukte, Obst und Gemüse sowie sonstige Nahrungsmittel. Fleisch, Milch und Milchprodukte sowie sonstige Nahrungsmittel zählen in Frankreich mit Einkommenselastizitäten größer 1 zu den Luxusgütern. Die Nachfrage nach Milch und Milchprodukten ist mit einer Eigenpreiselastizität von -1,29 elastisch. Für alle weite-

ren vier Untergruppen ist die Nachfrage unelastisch. Auf unterster Stufe analysiert Fulponi Preis- und Einkommenselastizitäten für fünf unterschiedliche Fleischsorten.

Das Nachfrageverhalten bei Nahrungsmitteln in Spanien analysiert Molina (1994) mittels Schätzung eines AIDS Nachfragesystems. Für sechs unterschiedliche Nahrungsmittelgruppen schätzt er auf Datenbasis jährlicher Konsumausgaben des Instituto Nacional de Estadística (INE) von 1964 bis 1989 Preis-, Ausgaben- sowie Einkommenselastizitäten. Obst und Gemüse sowie sonstige Nahrungsmittel weisen Einkommenselastizitäten von größer 1 auf. Demgegenüber liegen die Einkommenselastizitäten für Brot und Getreideprodukte, Fleisch, Fisch sowie Milch und Milchprodukte unter 1. Für alle sechs Nahrungsmittel zeigt sich eine unelastische Nachfrage mit Eigenpreiselastizitäten zwischen -0,10 für Brot und Getreideprodukte bis -0,79 für sonstige Nahrungsmittel.

Für die skandinavischen Länder Dänemark, Finnland, Norwegen und Schweden bestimmen Edgerton et al. (1996) Preis- und Einkommenselastizitäten für Nahrungsmittel auf oberster Stufe, für vier aggregierte Nahrungsmitteluntergruppen auf mittlerer Stufe sowie für weitere zwölf detailliertere Untergruppen an Nahrungsmitteln auf unterster Stufe. Als Datenbasis zur Schätzung dieses dreistufigen AIDS Nachfragesystems dienen die in den jeweiligen Ländern verfügbaren jährlichen Zeitreihen der Konsumausgaben privater Haushalte. Als entscheidendes Ergebnis stellen Edgerton et al. fest, dass sich die skandinavischen Länder im Nachfrageverhalten bei Nahrungsmitteln stark unterscheiden. Während die Einkommenselastizität für Nahrungsmittel in Finnland über 1 liegt, zeigt diese in den anderen drei Ländern Werte unter 1 auf. Für Schweden zeigt sich die geringste Einkommenselastizität mit 0,5, danach folgen Dänemark mit 0,7 und Norwegen mit 0,8. Die Eigenpreiselastizität von Nahrungsmitteln variiert zwar weniger stark, zeigt aber dennoch einige Unterschiede auf. In allen vier Ländern ist die Nachfrage nach Nahrungsmitteln unelastisch mit Preiselastizitäten von -0,3 in Norwegen bis -0,6 in Schweden. Diese Unterschiede zwischen den vier nördlichsten der europäischen Länder werden durch die Preis- und Einkommenselastizitäten der zwölf Nahrungsmitteluntergruppen bestätigt. Sowohl die Einkommens- als auch die Preiselastizitäten variieren für alle berücksichtigten Untergruppen über die vier Länder.

Unterschiede im Nachfrageverhalten bei Nahrungsmitteln zwischen weiteren europäischen Ländern stellen auch de Haen et al. (1982) sowie Michalek und Keyzer (1992) fest. Beide Studien untersuchen die Nahrungsmittelnachfrage für insgesamt acht Länder der Europäischen Union⁶. Obwohl Michalek und Keyzer für alle einbezogenen Länder eine Einkommenselastizität für Nahrungsmittel unter 1 feststellen, zeigen sich in der Reaktion der Nachfrage auf Einkommensänderungen dennoch erhebliche Unterschiede zwischen den europäischen Ländern. Großbritannien weist die geringste Einkommenselastizität für Nahrungsmittel mit 0,2 auf. Demgegenüber zeigen Frankreich mit 0,55, Italien mit 0,61 und Irland mit 0,66 die höchsten Elastizitäten auf. Ebenso variieren die Eigenpreiselastizitäten für Nahrungsmittel über die acht einbezogenen Länder. Die geringste Preiselastizität von -0,10 zeigt sich in Frankreich. Weiterhin geringe Preiselastizitäten liegen in den Ländern Belgien/Luxemburg, Großbritannien und Italien vor. In Hinblick auf die zehn differenzierten Nahrungsmitteluntergruppen der unteren Stufe stellen Michalek und Keyzer ebenfalls Unterschiede in den ermittelten Einkommens- und Preiselastizitäten fest. Während in Irland beispielsweise Fisch mit einer Einkommenselastizität von 1,97 in die Gruppe der Luxusgüter zählt, zeigen sich in allen anderen Ländern sehr viel geringere Einkommenselastizitäten von 0,00 in den Niederlanden bis 0,58 in Italien.

Dieser Überblick verdeutlicht, dass auch zwischen den einzelnen europäischen Ländern erhebliche Unterschiede in der Nachfrage nach Nahrungsmitteln bestehen. Selbst die Analysen der Länder einer Region (vgl. Edgerton et al., 1996) weisen voneinander abweichendes Nachfrageverhalten auf.

2.3.3 Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln unter Anwendung des QUAIDS

Die in den beiden vorherigen Abschnitten vorgestellten Studien zur Analyse des Nachfrageverhaltens in Deutschland und in vergleichbaren Ländern basieren über-

⁶ Eine Beschreibung der verwendeten Daten sowie der angewandten Methode erfolgte bereits im Überblick der Studien für Deutschland.

wiegend auf dem Linearen Ausgabensystem nach Stone (1954), dem Almost Ideal Demand System nach Deaton und Muellbauer (1980a) oder einer Erweiterung dieser beiden Modelle. Die empirische Evidenz der Analysen von Engelkurven hat jedoch gezeigt, dass der Zusammenhang zwischen den logarithmierten Ausgaben und dem aufgewendeten Budget unterschiedlicher Nahrungsmittelgruppen häufig nicht linear ist (Lewbel, 1991, Blundell et al., 1993, Hausman et al., 1995). Diesbezüglich entwickeln Banks et al. (1997) das QUAIDS Nachfragesystem, das sowohl die logarithmierten Ausgaben als auch die quadrierten logarithmierten Ausgaben einbezieht und damit eine flexiblere Formulierung der Engelkurven erlaubt. Unter Verwendung des britischen Family Expenditure Surveys von 1970 bis 1986 bestätigen Banks et al. zuerst anhand nicht-parametrischer Analysemethoden die Nicht-Linearität des Zusammenhangs zwischen den logarithmierten Ausgaben und dem Budget der Gütergruppen Nahrungsmittel, Kraftstoffe, Kleidung, Alkohol und andere Güter. Die Schätzung des QUAIDS mittels GMM (Generalized Method of Moments) zeigt eine Einkommenselastizität für Nahrungsmittel von 0,57 und für Alkohol von 1,28. Während die Nachfrage nach Nahrungsmitteln unelastisch ist, liegt die Eigenpreiselastizität für Alkohol bei -1,65.

In den darauf folgenden Jahren findet das QUAIDS nur vereinzelt Anwendung in der Analyse des Nachfrageverhaltens bei Nahrungsmitteln in Entwicklungs- und Industrieländern (Meenakshi und Ray, 1999, Abdulai und Aubert, 2004, Molina und Gil, 2005, Jones und Mazzi, 1996, Abdulai, 2002, Nichèle, 2003). Viele Autoren stützen ihre Analysen weiterhin auf die Schätzung des AIDS oder LES.

Für Tansania bestätigen Abdulai und Aubert (2004) jedoch erneut anhand nicht-parametrischer Analysen die Nicht-Linearität des Zusammenhangs zwischen den logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel und dem aufgewendeten Budget für sechs differenzierte Nahrungsmittelgruppen. Folglich basieren ihre weiteren Analysen des Nachfrageverhaltens auf dem QUAIDS System und schätzen die Budgetgleichung mittels GMM. Die Eigenpreiselastizitäten der unterschiedlichen Nahrungsmittelgruppen liegen um 1, womit die Nachfrage eine ausgeprägte Reaktion auf Preisveränderungen zeigt. Des Weiteren bilden die Gruppen Fleisch, Fisch und Eier, Milch und Milchprodukte sowie andere Nahrungsmittel innerhalb der Gruppe der

Nahrungsmittel Luxusgüter ab. Die einbezogenen soziodemographischen Variablen zeigen einen signifikanten Einfluss auf die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Tansania.

Jones und Mazzi (1996) stützen ihre Analyse der italienischen Tabaknachfrage ebenfalls auf die Anwendung des QUAIDS. Die Berechnung der Parameter erfolgt durch ein iteratives GMM Schätzverfahren für die folgenden vier Gütergruppen: Tabakwaren, Getränke, Nahrungsmittel und andere Güter. Sowohl Nahrungsmittel, als auch Getränke und Tabakwaren zählen in die Gruppe der notwendigen Güter mit Ausgabenelastizitäten kleiner 1. Die Eigenpreiselastizitäten dieser drei Güter zeigen eine unelastische Nachfrage mit Elastizitäten von -0,17 für Nahrungsmittel bis -0,43 für Tabakwaren. Jones und Mazzi beziehen die ermittelten Preis- und Ausgabenelastizitäten in eine weiterführende Untersuchung einer wohlfahrtssteigernden Steuerreform für Tabakwaren ein.

Das Konsumverhalten französischer Haushalte untersucht Nichèle (2003) unter Berücksichtigung 15 aggregierter Nahrungsmittelgruppen. Als Datenbasis dient der Nationale Ernährungssurvey von 1978 bis 1991. Durch iterative lineare Kleinst-Quadrat-Schätzung (ILLE) der Budgetgleichungen des QUAIDS ermittelt sie die Parameter zur Berechnung der Ausgaben- und Preiselastizitäten. Zehn der fünfzehn einbezogenen Nahrungsmittel zählen mit Ausgabenelastizitäten größer 1 in die Gruppe der Luxusgüter. Ausschließlich Milch, Joghurt, Butter, Öl und Getreideprodukte weisen Ausgabenelastizitäten kleiner 1 auf. Die Eigenpreiselastizitäten sind alle negativ und weisen für die Mehrzahl an Gütern eine unelastische Nachfrage auf. Ausschließlich Gemüse und Getreideprodukte zeigen eine elastische Nachfrage mit Preiselastizitäten von -1,01 und -1,10.

Einen Vergleich zwischen den Ausgaben- und Preiselastizitäten des AIDS und QUAIDS Systems zieht Abdulai (2002) in der Analyse des Nachfrageverhaltens schweizer Haushalte. Unter Verwendung der Einkommens- und Verbrauchserhebung von 1998 des Bundesamtes für Statistik schätzt er die Parameter der Budgetgleichungen sowohl des AIDS als auch des QUAIDS Nachfragesystems. Die Gegenüberstellung der jeweiligen Elastizitäten der beiden Modelle verdeutlicht die auftre-

tende Verzerrung unter der ausschließlichen Verwendung der linearen Spezifikation der logarithmierten Ausgaben. Die Ausgabenelastizitäten des QUAIDS liegen für alle sechs Nahrungsmittelgruppen unter 1. Lediglich Nicht-Nahrungsmittel zählen in die Gruppe der Luxusgüter mit einer Elastizität von 1,02. Die Nachfrage der sechs Gruppen zeigt sich unelastisch mit kompensierten Preiselastizitäten zwischen -0,65 für Öle und Fette sowie Brot und Getreideprodukte und -0,99 für Obst und Gemüse.

Einige weitere Studien ziehen ebenfalls Vergleiche zwischen den Elastizitäten unterschiedlicher Nachfragesysteme (Decoster und Vermeulen, 1998, Pofahl et al., 2005, Durham und Eales, 2006). Alle Studien schlussfolgern, dass die aus den unterschiedlichen Nachfragesystemen ermittelten Einkommens- bzw. Ausgaben- und Preiselastizitäten voneinander abweichen. Darüber hinaus prüfen die Autoren anhand unterschiedlicher Teststatistiken die jeweilige Anpassung an die Daten über die verschiedenen Systeme. Unter Anwendung der durchschnittlichen Informationsungenauigkeit nach Theil (Theil und Mnookin, 1966) testen beispielsweise Decoster und Vermeulen (1998) die Güte der Datenanpassung des Rotterdam, AIDS und QUAIDS Modells. Die Ergebnisse zeigen, dass das QUAIDS die geringste Informationsungenauigkeit aufweist. Pofahl et al. (2005) vergleichen die Analysen des Nachfrageverhaltens US-amerikanischer Haushalte für alkoholfreie Erfrischungsgetränke anhand des AIDS, des LA/AIDS, des QUAIDS und des QUAIDS unter Verwendung des Preisindex von Stone anstelle des translog Preisindex. Aufgrund der hohen Signifikanz der Parameter der quadrierten Einkommenssterme schlussfolgern sie, dass das QUAIDS das Nachfrageverhalten am besten abbildet.

Michelini (1999) und Moro und Sckokai (2000) analysieren anhand des QUAIDS die Nachfrage nach Nahrungsmitteln unter besonderer Berücksichtigung der Haushaltsgröße und -zusammensetzung. Unter Verwendung des haushaltsökonomischen Surveys für Neuseeland schätzt Michelini (1999) die Ausgabenelastizitäten für Nahrungsmittel für fünf unterschiedliche Haushaltstypen. Die 1-Personen-Haushalte zeigen die höchste Ausgabenelastizität von 0,62. Mit zunehmender Haushaltsgröße nehmen die Elastizitäten ab. Während 2-Personen-Haushalte eine Elastizität von 0,49 aufweisen, sinkt die Ausgabenelastizität bis auf 0,46 für 5-Personen-Haushalte (2 Erwachsene – 3 Kinder) ab. Für 1- bis 4-Personen-Haushalte untersuchen Moro

und Sckokai (2000) die Nachfrage nach sieben unterschiedlichen Nahrungsmittelgruppen in Italien. Sie schätzen die Budgetgleichungen des QUAIDS mittels Maximum Likelihood Methode. Auch hier zeigt sich als Ergebnis, dass zwischen der Reaktion der Nachfrage auf eine Einkommensänderung und der Haushaltsgröße ein inverser Zusammenhang besteht. Über alle Nahrungsmittel nehmen die Ausgabenelastizitäten mit zunehmender Haushaltsgröße ab. Infolge einer Einkommensänderung weisen kleine Haushalte damit eine stärkere Reaktion in ihrer Nachfrage nach Nahrungsmitteln auf als große Haushalte.

Bai und Wahl (2005) analysieren die Nachfrage nach Nahrungsmitteln und im Besonderen nach Milch und Milchprodukten in China. Auch sie bestätigen innerhalb eines ersten Analyseschritts die Nicht-Linearität des Zusammenhangs zwischen den logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel und dem aufgewendeten Budget für sieben Nahrungsmittelgruppen. In einem zweiten Analyseschritt schätzen sie die Budgetgleichungen des QUAIDS anhand der Maximum Likelihood Methode. Poi (2002) entwickelt diesbezüglich einen Programmcode für die Statistiksoftware STATA, auf dem die Analysen der beiden Autoren beruhen. Die Nahrungsmittelgruppen Fleisch, Eier, Fisch und Milch zählen mit Ausgabenelastizitäten größer 1 in die Gruppe der Luxusgüter. Ausschließlich für Getreideprodukte zeigt sich eine elastische Nachfrage. Für alle weiteren Nahrungsmittelgruppen liegen die kompensierten Eigenpreiselastizitäten unter 1.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland den Untersuchungsgegenstand einer Vielzahl an Studien bildet⁷. Während erste Studien auf der Schätzung von Eingleichungsmodellen beruhen, stützen jüngere Untersuchungen ihre Analysen häufig auf die empirischen Spezifikationen des AIDS oder LES Nachfragesystems. Eine Berücksichtigung der durch die empirische Evidenz von Engelkurven aufgeworfenen Frage hinsichtlich der Eignung dieser Spezifikationen zur Abbildung der auftretenden Präferenzen in der Nahrungsmittelnachfrage existiert für Deutschland bisher jedoch nicht.

⁷ Einen detaillierten Überblick über die vorliegenden Studien zur Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland geben Wildner und von Cramon-Taubadel (2003).

Studien, die die auf der empirischen Spezifikation des QUAIDS basierenden Elastizitäten denen linearer Systeme gegenüberstellen, zeigen, dass die entsprechenden Elastizitäten deutlich voneinander abweichen. Darüber hinaus belegen die in den verschiedenen Untersuchungen verwendeten Teststatistiken, dass das QUAIDS einer besseren Anpassung an das vorliegende Nachfrageverhalten folgt. Damit unterliegen die auf den empirischen Spezifikationen des LES, AIDS oder anderer linearer Systeme basierenden Elastizitäten möglichen Verzerrungen, die in ihrer Interpretation berücksichtigt werden müssen.

2.4 Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 – das Feinaufzeichnungsheft

Die folgende Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland basiert auf Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 (EVS 2003). Diese bundesweite Erhebung wird seit 1962/63 im zeitlichen Abstand von fünf Jahren⁸ vom Statistischen Bundesamt Deutschland durchgeführt und liefert umfassende Informationen über die Einkommens-, Vermögens- und Schuldensituation, die Konsumausgaben sowie die Ausstattung mit Gebrauchsgütern privater Haushalte in Deutschland. Die EVS stellt eine sogenannte Quotenstichprobe dar, bei der nach einem vorgegebenen Quotenplan in Anlehnung an den Mikrozensus 2000 eine repräsentative Stichprobe von 0,2 % der Erhebungsgesamtheit⁹ erfasst wird. Für die EVS 2003 entspricht dies einem Erhebungssoll von 74.600 Haushalten. Letztlich gingen 59.713 Haushalte in die Erhebung ein (Statistisches Bundesamt, 2003).

Bei der Auswahl der zu befragenden Haushalte erfolgt zunächst eine Aufteilung der Erhebungsgesamtheit auf die Bundesländer¹⁰. In einem zweiten Schritt wird je Bundesland die entsprechende Haushaltsgesamtheit nach den Quotierungsmerkmalen

⁸ Erhebungsjahre: 1962/63, 1969, 1973, 1978, 1983, 1988, 1993, 1998, 2003.

⁹ Privathaushalte am Ort der Hauptwohnung, deren monatliches Haushaltsnettoeinkommen unter 18.000 € beträgt.

¹⁰ Übersicht über die Aufteilung des Stichprobenumfangs auf die Bundesländer in der EVS 2003 in Anhang 8-1.

Haushaltstyp, soziale Stellung des Haupteinkommensbeziehers und Haushaltsnettoeinkommen gruppiert¹¹. Für jede der so ermittelten Quotierungszellen wird damit die entsprechende Anzahl der zu befragenden Haushalte festgelegt.

Die Befragung dieser ausgewählten Haushalte erfolgt in drei Erhebungsabschnitten. Abbildung 2-1 stellt das Erhebungsdesign der EVS 2003 zusammenfassend dar.

Abbildung 2-1: Erhebungsdesign der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003

Einführungsinterview	
I	Angaben über Haushaltsmitglieder
II	Wohnsituation des Haushalts
III	Ausstattung mit Gebrauchsgütern
Anlage zum Einführungsinterview	
IV	Sach- und Geldvermögen, Schulden
V	Lebens-, private Renten-, Sterbegeld-, Ausbildungs-, Aussteuerversicherungen
VI	Sondervergütungen, Einkünfte aus selbständiger Tätigkeit
Haushaltsbuch	
I	Veränderungen in der Zusammensetzung und der Wohnsituation des Haushalts
II	Angaben zum Beschäftigungsverhältnis
III	Sachzugänge
IV	Einnahmen, Abzüge und Beiträge
V	Ausgaben
Feinaufzeichnung	
I	Nahrungsmittel, Getränke und Tabakwaren
II	Gaststätten, Restaurants, Cafés, Kantinen, Imbissstände, Schulkantinen und Mensen
III	Sachzugänge an Nahrungsmitteln, Getränken und Tabakwaren

Quelle: Statistisches Bundesamt, 2003

Im ersten Abschnitt, dem sogenannten Einführungsinterview, werden in Form einer Stichtagsabfrage zum Jahresbeginn die soziodemographischen und sozioökonomi-

¹¹ Übersicht über die detaillierten Quotierungsmerkmale der EVS 2003 in Anhang 8-2.

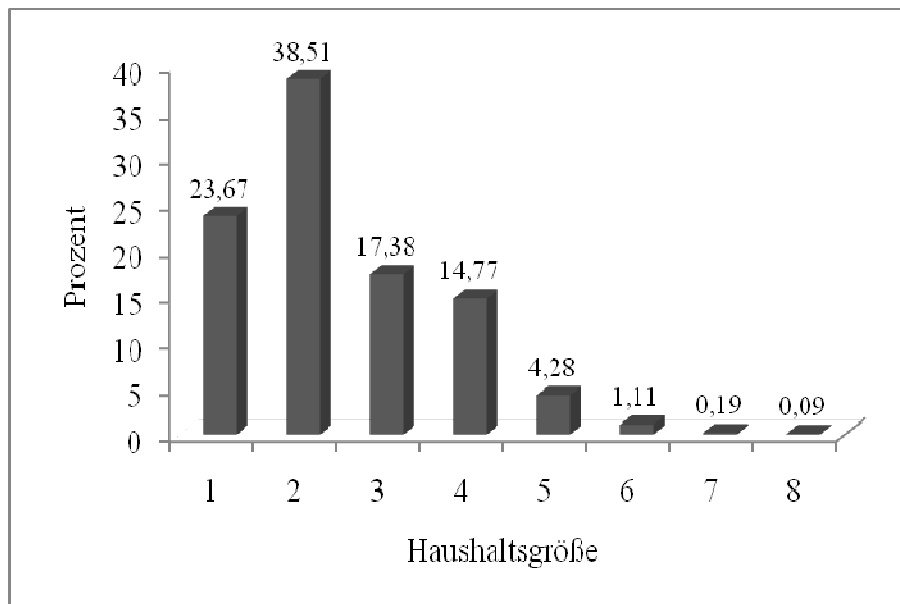
schen Grunddaten der Haushalte, die Wohnsituation sowie die Ausstattung mit Gebrauchsgütern erfasst. Dieser Teil beinhaltet ebenfalls die Abfrage des Sach- und Geldvermögens sowie der Konsumentenkredit- und Hypothekenschulden der Haushalte. Das Haushaltsbuch bildet den zweiten Erhebungsteil der EVS. Hier berichtet je ein Viertel der teilnehmenden Haushalte über den Zeitraum von einem Quartal detailliert über ihre Einnahmen und Ausgaben. Im abschließenden Teil führt eine Unterstichprobe von 20 % ein Feinaufzeichnungsheft. Hier werden detaillierte Informationen über die getätigten Ausgaben und die nachgefragten Mengen an Nahrungsmitteln, Getränken und Tabakwaren erfasst (Statistisches Bundesamt, 2003).

Zum Zweck der wissenschaftlichen Forschung stellt das Statistische Bundesamt faktisch anonymisierte Unterstichproben der EVS 2003 zur Verfügung. Die Analysen des Nachfrageverhaltens nach Nahrungsmitteln unter Berücksichtigung der Haushaltsgröße und –zusammensetzung basiert auf einer 98 %-Unterstichprobe des Feinaufzeichnungshefts. Insgesamt umfasst diese Unterstichprobe 11.831 Haushalte mit einer durchschnittlichen Haushaltsgröße von 2,42 Haushaltsmitgliedern.

Abbildung 2-2 verdeutlicht die Verteilung der Haushalte auf die unterschiedlichen Größen. Die Haushaltsgröße reicht von 1-Personen-Haushalten bis zu 8-Personen-Haushalten. Mit knapp 40 % entfällt eine hohe Anzahl auf die 2-Personen-Haushalte. Weitere 23 % nehmen die Singlehaushalte ein. Lediglich 5,7 % entfallen auf 5- und mehr Personen-Haushalte.

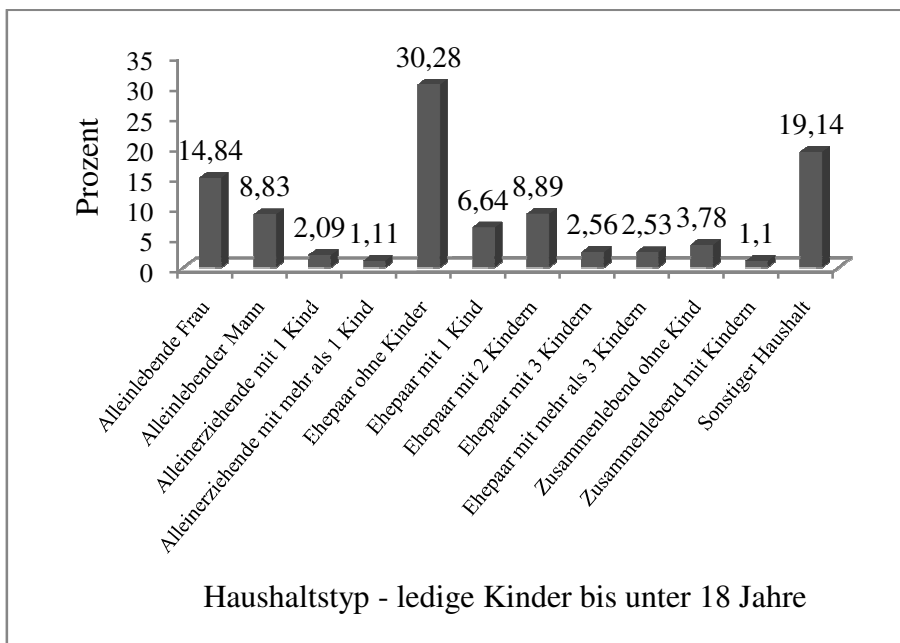
Abbildung 2-3 verdeutlicht die Verteilung der befragten Haushalte auf unterschiedliche Haushaltstypen mit ledigen Kindern unter 18 Jahren. Insgesamt werden hierbei zwölf verschiedene Haushaltstypen unterschieden. Die ersten beiden Gruppen bilden alleinlebende Frauen und Männer mit 14,8 % und 8,8 %. Lediglich 3,2 % der befragten Haushalte stellen Alleinerziehende mit einem oder mehr als einem Kind dar. Mit knapp über 30 % entfällt ein großer Teil auf den Haushaltstyp Ehepaar ohne Kinder. Demgegenüber nehmen Ehepaare mit Kindern einen Anteil von 20,6 % ein. Als weitere Gruppen werden Zusammenlebende ohne und mit Kindern von 3,8 % und 1,1 % unterschieden. Die restlichen 19,1 % nehmen die sonstigen Haushalte ein.

Abbildung 2-2: Verteilung der Haushaltsgröße im Feinaufzeichnungsheft der EVS 2003



Quelle: Eigene Darstellung nach EVS 2003, Feinaufzeichnungsheft

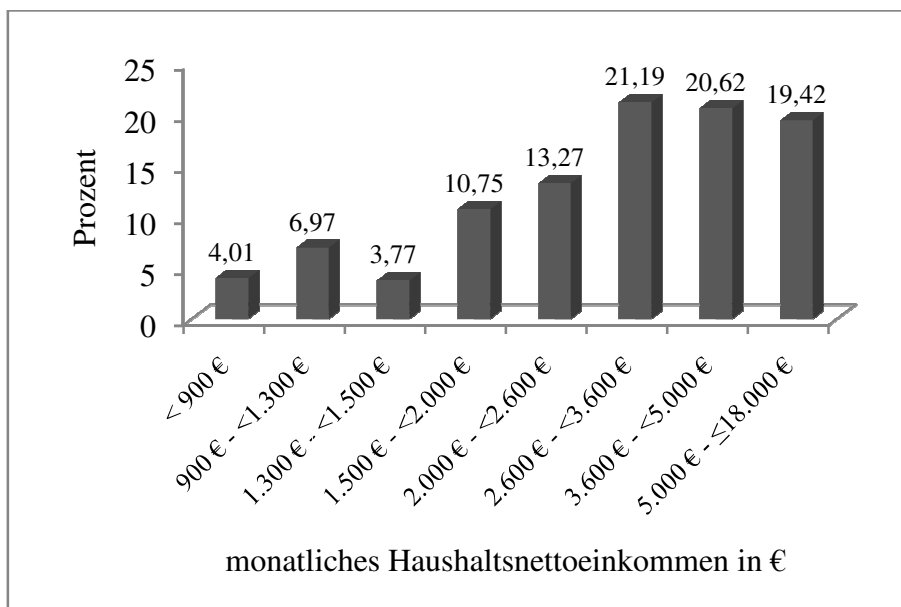
Abbildung 2-3: Verteilung der Haushaltstypen mit ledigen Kindern unter 18 Jahren im Feinaufzeichnungsheft der EVS 2003



Quelle: Eigene Darstellung nach EVS 2003, Feinaufzeichnungsheft

Die befragten Haushalte verfügen über ein durchschnittliches Haushaltsnettoeinkommen von 3.490 € pro Monat. Die Einkommensverteilung der Haushalte auf acht unterschiedliche Einkommensklassen verdeutlicht Abbildung 2-4. Nur ca. 15 % der Haushalte verdienen unter 1.500 €. Weitere 10 % liegen in der Einkommensklasse zwischen 1.500 € und 2.000 €. Je ca. 20 % der Haushalte entfallen auf die drei höchsten der berücksichtigten Einkommensklassen von 2.600 € bis 3.600 €, 3.600 € bis 5.000 € und von 5.000 € bis 18.000 €.

Abbildung 2-4: Verteilung des monatlichen Haushaltsnettoeinkommens im Feinaufzeichnungsheft der EVS 2003



Quelle: Eigene Darstellung nach EVS 2003, Feinaufzeichnungsheft

Für die Analyse der Nachfrage werden unter der Annahme der schwachen Trennbarkeit alle im Feinaufzeichnungsheft aufgeführten Nahrungsmittel einer von sieben aggregierten Nahrungsmittelgruppen zugeordnet. Diese Vorgehensweise unterstellt, dass für jede dieser Gütergruppen eine Subnutzenfunktion existiert und dass die Gesamtnutzenfunktion als eine Funktion dieser Subnutzen formuliert werden kann (Deaton und Muellbauer, 1980b). Als aggregierte Gütergruppen werden Brot und Getreideprodukte, Fleisch und Fisch, Milch, Milchprodukte und Eier, Obst, Gemüse,

alkoholfreie Erfrischungsgetränke sowie andere Nahrungsmittel unterschieden¹². Für jedes der in diesen Gruppen enthaltenen Nahrungsmittel zeichnen die befragten Haushalte sowohl die getätigten Ausgaben sowie die entsprechend nachgefragten Mengen auf. Da eine direkte Erfassung der Preise nicht im Feinaufzeichnungsheft erfolgt, werden die impliziten Preise anhand der getätigten Ausgaben und den konsumierten Mengen berechnet. Der Preisindex der entsprechend aggregierten Nahrungsmittelgruppen wird daran anschließend als geometrisches Mittel, gewichtet um den Budgetanteil, ermittelt. Tabelle 2-3 gibt einen Überblick über die deskriptive Statistik der Ausgaben, dem aufgewendeten Budget und den Preisen der sieben Nahrungsmittelgruppen.

Zur Berücksichtigung möglicher Unterschiede im Nachfrageverhalten nach Nahrungsmitteln von Haushalten variierender Größe und Zusammensetzung wird für folgende Haushaltstypen das QUAIDS Nachfragesystem mittels ungepoolten Regressionsansatzes geschätzt: 1-Personen-Haushalte (1 Erwachsener), 2-Personen-Haushalte (2 Erwachsene), 3-Personen-Haushalte (2 Erwachsene – 1 Kind), 4-Personen-Haushalte (2 Erwachsene – 2 Kinder), 5-Personen-Haushalte (2 Erwachsene – 3 Kinder) sowie Alleinerziehende (1 Erwachsener – Kind/er). Die deskriptive Statistik in Abhängigkeit dieser unterschiedlichen Haushaltstypen stellt Tabelle 2-4 dar.

¹² Anhang 8-3 gibt einen Überblick über die einzelnen im Feinaufzeichnungsheft erfassten Nahrungsmittel in Abhängigkeit zu einer der sieben aggregierten Nahrungsmittelgruppen.

Tabelle 2-3: Definition und deskriptive Statistik der Variablen des QUAIDS Nachfragesystems

	Mittelwert	Standard- abweichung
Haushaltsnettoeinkommen pro Monat [€]	3490	2075,27
Haushaltsgröße	2,39	1,18
Ausgaben für Nahrungsmittel insgesamt [€]	198,99	105,00
Ausgaben für Brot und Getreideprodukte [€]	17,47	12,65
Ausgaben für Fleisch und Fisch [€]	56,37	43,75
Ausgaben für Milch, Milchprodukte und Eier [€]	35,91	22,36
Ausgaben für Obst [€]	19,35	22,66
Ausgaben für Gemüse [€]	16,72	17,05
Ausgaben für alkoholfreie Erfrischungsgetränke [€]	33,41	25,82
Ausgaben für andere Nahrungsmittel [€]	19,76	21,04
Budget für Brot und Getreideprodukte [%]	0,09	0,05
Budget für Fleisch und Fisch [%]	0,27	0,12
Budget für Milch, Milchprodukte und Eier [%]	0,19	0,08
Budget für Obst [%]	0,10	0,07
Budget für Gemüse [%]	0,08	0,06
Budget für alkoholfreie Erfrischungsgetränke [%]	0,17	0,09
Budget für andere Nahrungsmittel [%]	0,10	0,06
Preis für Brot und Getreideprodukte [€/kg]	2,57	0,95
Preis für Fleisch und Fisch [€/kg]	8,25	2,81
Preis für Milch, Milchprodukte und Eier [€/kg]	3,84	1,88
Preis für Obst [€/kg]	2,25	1,26
Preis für Gemüse [€/kg]	2,25	1,30
Preis für alkoholfreie Erfrischungsgetränke [€/kg]	3,05	3,88
Preis für andere Nahrungsmitteln [€/kg]	5,44	3,28

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 2-4: Definition und deskriptive Statistik der Variablen des QUAIDS Nachfragesystems in Abhängigkeit zur Haushaltsgröße und –zusammensetzung

	1E - 0K	2E - 0K	2E - 1K	2E - 2K	2E - 3K	1E - K
Ausgaben für Nahrungsmittel [€]	102,38	197,63	243,97	273,16	329,20	170,57
Budget für Brot und Getreideprodukte [%]	0,09	0,08	0,09	0,10	0,10	0,10
Budget für Fleisch und Fisch [%]	0,23	0,29	0,29	0,28	0,26	0,25
Budget für Milch, Milchprodukte und Eier [%]	0,19	0,18	0,18	0,19	0,20	0,20
Budget für Obst [%]	0,12	0,10	0,09	0,08	0,08	0,09
Budget für Gemüse [%]	0,09	0,09	0,07	0,07	0,07	0,08
Budget für alkoholfreie Erfrischungsgetränke [%]	0,17	0,16	0,18	0,18	0,18	0,18
Budget für andere Nahrungsmittel [%]	0,11	0,10	0,10	0,10	0,11	0,10
Preis für Brot und Getreideprodukte [€/kg]	2,68	2,51	2,57	2,58	2,59	2,63
Preis für Fleisch und Fisch [€/kg]	8,76	8,36	7,98	7,91	7,99	8,06
Preis für Milch, Milchprodukte und Eier [€/kg]	3,98	4,05	3,77	3,50	3,58	3,57
Preis für Obst [€/kg]	2,35	2,26	2,22	2,15	2,26	2,25
Preis für Gemüse [€/kg]	2,39	2,26	2,18	2,17	2,20	2,18
Preis für alkoholfreie Erfrischungsgetränke [€/kg]	3,65	3,37	2,67	2,24	2,17	2,53
Preis für andere Nahrungsmittel [€/kg]	5,63	5,49	5,48	5,31	5,02	5,56
Anzahl Haushalte	1895	3289	1371	1211	312	466

E = Erwachsene(r) – K = Kind(er)

Quelle: Eigene Berechnungen

2.5 Ergebnisse

Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland wird nachfolgend anhand von nicht-parametrischen und parametrischen Analysemethoden untersucht. In einem ersten Schritt werden Engelkurven, die den Zusammenhang zwischen den logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel und dem aufgewendeten Budget unterschiedlicher Nahrungsmittelgruppen aufzeigen, mittels nicht-parametrischer Regression für sieben Nahrungsmittelgruppen geschätzt. Nicht-parametrische Verfahren stellen ein aussagekräftiges Analyseinstrument dar, wenn nur geringe a priori Informationen über den Verlauf der zu schätzenden Funktion vorliegen und darüber hinaus der Funktionsverlauf über die Verteilung der Einflussvariable variiert (Fan, 2000). Aus den resultierenden Engelkurven folgt, dass das QUAIDS Nachfragesystem eine bessere Anpassung an das Konsumverhalten der betrachteten Haushalte zeigt. Damit basieren in einem zweiten Schritt die weiteren Analysen der Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland auf der Schätzung der Budgetgleichungen des QUAIDS Nachfragesystems nach Banks et al. (1997).

2.5.1 Nicht-parametrische Analysen der Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland

In der nicht-parametrischen Regression wird die folgende allgemeine Funktion $m(x)=E(y|x)$ anhand der Berechnung der Lage von y innerhalb einer spezifischen Bandbreite von x geschätzt. Ist dieses Band in seiner Breite konstant, so spricht man vom Kernschätzer. Beinhaltet dieses Band hingegen einen konstanten Anteil der Stichprobe, so handelt es sich um Nearest Neighbour Schätzungen (Härdle, 1990).

Für die Analyse des Zusammenhangs zwischen den logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel und dem Budget der unterschiedlichen Nahrungsmittelgruppen wird die folgende Funktion mittels der lokalen Regressionsglättung nach Fan (1992) angepasst:

$$m(x) = E(w_j | \ln x). \quad (2.14)$$

Hierbei bilden $\ln x$ die logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel und w_j den Ausgabenanteil für die Nahrungsmittelgruppe j mit $j=1, \dots, 7$ ab. Die logarithmierten Nahrungsmittelausgaben werden gleich z gesetzt: $z = \ln x$. Über einem gewählten Intervall $[z_0; z_1]$ wird daraufhin ein gleichmäßiges Gitter konstruiert, um anschließend für jeden Punkt entlang dieses Gitters eine gewichtete Regression der logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel auf das aufgewendete Budget des Nahrungsmittels j zu schätzen. Die i Beobachtungen werden wie folgt gewichtet:

$$\omega_{im} = \frac{1}{h} \kappa\left(\frac{z_i - z z_m}{h}\right), \quad (2.15)$$

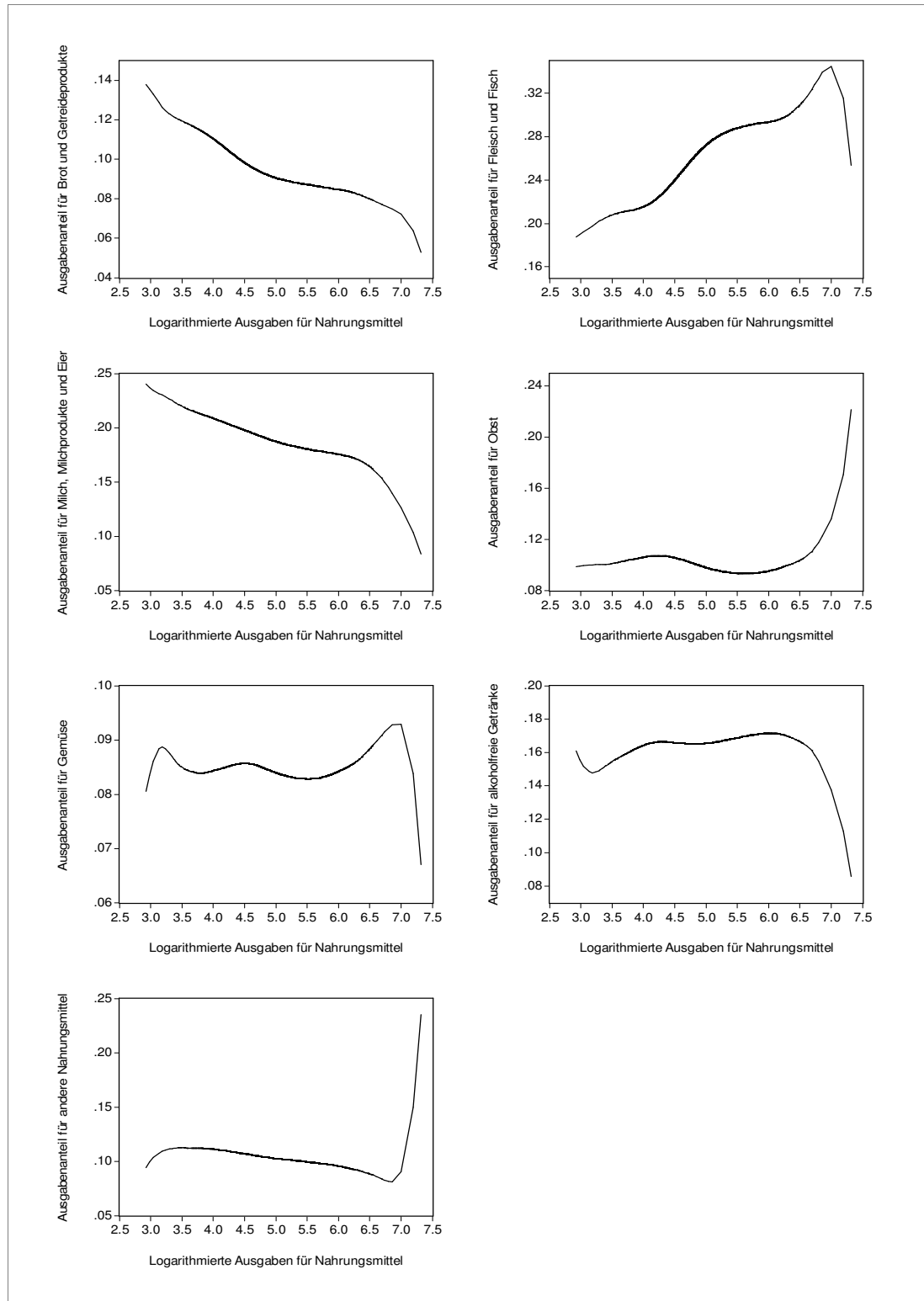
wobei $i=1, \dots, N$ und $m=1, \dots, 100$. Hierbei steht i für die Anzahl an Beobachtungen, m für die Anzahl Gitternetzpunkte und h für die Bandbreite. Für die nachfolgenden Analysen wird die Bandbreite auf 0,8 festgelegt. $\kappa(t)$ stellt die folgende Kernfunktion dar:

$$\kappa(t) = \frac{15}{16} (1 - t^2)^2 l(|t| \leq 1), \quad (2.16)$$

wobei $l(\cdot)$ eine Indikatorfunktion abbildet.

Abbildung 2-5 stellt die resultierenden Engelkurven dieser nicht-parametrischen Regressionen dar. Der Verlauf der Engelkurven verdeutlicht die Nicht-Linearität des Zusammenhangs zwischen den logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel und den Ausgabenanteilen der unterschiedlichen Nahrungsmittelgruppen. Während in den Gruppen Fleisch und Fisch, Obst, Gemüse, alkoholfreie Erfrischungsgetränke und andere Nahrungsmittel ein deutlich nicht-linearer Zusammenhang vorliegt, ist dies in den Gruppen Brot und Getreideprodukte sowie Milch, Milchprodukte und Eier nicht eindeutig erkennbar. Dennoch wird auch für diese beiden Nahrungsmittelgruppen deutlich, dass kein linearer Zusammenhang vorliegt.

Abbildung 2-5: Nicht-parametrische Regressionen des Zusammenhangs zwischen den logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel und den Ausgabenanteilen unterschiedlicher Nahrungsmittelgruppen



Quelle: Eigene Berechnungen

Diese Ergebnisse zeigen, dass das aufgewendete Budget für unterschiedliche Nahrungsmittelgruppen nicht linear in den logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel ist und damit das lineare AIDS Nachfragesystem keine geeignete Anpassung an die Nahrungsmittelnachfrage deutscher Haushalte liefert. Dementsprechend basieren die nachfolgenden Analysen auf dem unter Abschnitt 2.2 vorgestellten QUAIDS Nachfragesystem von Banks et al. (1997).

2.5.2 Parametrische Analysen der Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland

Ein bekanntes Problem in der Schätzung vollständiger Nachfragesysteme liegt in der hohen Anzahl zu schätzender Parameter relativ zu der Anzahl verfügbarer Beobachtungen. Ein vielfach angewendeter Ansatz zur Lösung dieser Problematik bildet die zweistufige Ausgabenentscheidung. Hierbei wird angenommen, dass die Nutzenmaximierungsentscheidung des Haushalts in zwei Schritte untergliedert werden kann. In einem ersten Schritt entscheidet sich der Haushalt über die Allokation seiner Gesamtausgaben auf eine bestimmte Anzahl aggregierter Gütergruppen wie zum Beispiel Nahrungsmittel, Kleidung, Wohnen und andere Güter. In einem zweiten Schritt erfolgt die Entscheidung über die Aufteilung der Ausgaben innerhalb einer dieser Gütergruppen. Hierbei bildet die Annahme der weichen Trennbarkeit der indirekten Nutzenfunktion der übergeordneten Gütergruppen eine notwendige und hinreichende Bedingung zur Schätzung der zweiten Stufe dieser zweistufigen Budgetentscheidung. Die nachfolgende Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln erfolgt auf der zweiten Stufe der Ausgabenentscheidung und berücksichtigt insgesamt sieben aggregierte Nahrungsmittelgruppen.

Die Berechnung der Parameter des nicht-linearen QUAIDS Nachfragesystems erfolgt mittels Maximum Likelihood Schätzung nach Poi (2002). Hierbei ist das Schätzverfahren den Restriktionen des Adding Up, der Homogenität und der Symmetrie unterstellt. Die Budgetgleichung der anderen Nahrungsmittel wird aufgrund der Singularität der Varianz-Kovarianz-Matrix unter Einbeziehung aller sieben Bud-

getgleichungen ausgeschlossen. Die Parameter dieser Gleichung werden anhand der Adding Up Bedingung generiert. Tabelle 2-5 stellt die berechneten Koeffizienten des QUAIDS unter Berücksichtigung aller Haushalte dar.

Tabelle 2-5: Geschätzte Koeffizienten des Quadratic Almost Ideal Demand System unter Berücksichtigung aller Haushalte

	Brot/ Getreide	Fleisch/ Fisch	Milch	Obst	Gemüse	AFG	Andere NM
α_i	0,099*** (18,62)	0,316*** (20,80)	0,118*** (13,57)	0,122*** (14,57)	0,107*** (15,53)	0,161*** (14,06)	0,076*** (11,39)
β_i	0,003 (0,56)	0,006 (0,45)	-0,041*** (-5,47)	0,030*** (4,16)	0,005 (0,77)	-0,004 (-0,41)	0,003 (0,54)
γ_{i1}	0,041*** (31,37)	-0,012*** (-8,37)	-0,004*** (-4,35)	-0,006*** (-6,39)	-0,005*** (-5,96)	-0,001** (-2,17)	-0,012*** (-14,53)
γ_{i2}		0,026*** (6,68)	0,003 (1,57)	0,002 (0,92)	-0,010*** (-6,18)	0,007*** (5,73)	-0,016*** (-10,34)
γ_{i3}			0,019*** (10,06)	-0,004*** (-3,21)	0,002 (1,47)	-0,004*** (-4,06)	-0,012*** (-10,98)
γ_{i4}				0,011*** (6,52)	-0,003*** (-2,64)	0,002** (2,00)	-0,002 (-1,58)
γ_{i5}					0,026*** (20,45)	-0,001 (-0,58)	-0,009*** (-10,45)
γ_{i6}						-0,004*** (-3,93)	0,001 (0,88)
γ_{i7}							0,051*** (41,18)
λ_i	0,004*** (3,85)	-0,011*** (-3,93)	-0,005*** (-3,03)	0,009*** (5,63)	0,002 (1,46)	-0,002 (-1,06)	0,004*** (3,09)

AFG = Alkoholfreie Erfrischungsgetränke – NM = Nahrungsmittel

Quelle: Eigene Berechnungen

Die t-Werte sind unter den entsprechenden Koeffizienten in Klammern angegeben. Hier wird deutlich, dass alle Eigenpreiskoeffizienten statistisch signifikant auf dem 1 %-Signifikanzniveau sind und auch die Mehrzahl der Kreuzpreiskoeffizienten statistische Signifikanz aufweisen. Gemäß der Gleichungen (2-9) bis (2-13) erfolgt aus diesen geschätzten Parametern die Berechnung der unkompenzierten und kompenzierten Preiselastizitäten sowie der Ausgabenelastizitäten. Tabelle 2-6 bildet die unkompenzierten und kompenzierten Preiselastizitäten sowie die Ausgabenelastizitäten der sieben Nahrungsmittelgruppen ab.

Tabelle 2-6: Bedingte Ausgaben-, Eigenpreis- und Kreuzpreiselastizitäten unter Berücksichtigung aller Haushalte

	Brot/ Getreide	Fleisch/ Fisch	Milch	Obst	Gemüse	AFG	Andere NM
Unkompensierte Preiselastizitäten							
Brot/Getreide	-0,5284	-0,0745	-0,0105	-0,0520	-0,0557	-0,0069	-0,1031
Fleisch/Fisch	-0,1375	-0,9770	0,0514	0,0498	-0,1017	0,0307	-0,1115
Milch	0,0013	-0,0652	-0,8886	-0,0095	0,0299	-0,0318	-0,0885
Obst	-0,0845	0,0074	0,0120	-0,8889	-0,0301	0,0074	-0,0014
Gemüse	-0,0467	-0,0604	0,0223	-0,0268	-0,6897	-0,0068	-0,0734
AFG	0,0154	-0,0178	-0,0088	0,0464	0,0065	-1,0330	0,0331
Andere Nah- rungsmittel	-0,1281	-0,0792	-0,0543	-0,0152	-0,1082	0,0017	-0,4886
Kompensierte Preiselastizitäten							
Brot/Getreide	-0,4522	0,0359	0,0723	0,0296	0,0312	0,0886	-0,0253
Fleisch/Fisch	0,0882	-0,6501	0,2965	0,2914	0,1556	0,3133	0,1189
Milch	0,1567	0,1599	-0,7198	0,1568	0,2070	0,1627	0,0701
Obst	-0,0027	0,1260	0,1009	-0,8013	0,0632	0,1098	0,0822
Gemüse	0,0233	0,0410	0,0984	0,0481	-0,6099	0,0809	-0,0022
AFG	0,1545	0,1838	0,1424	0,1953	0,1651	-0,8588	0,1752
Andere Nah- rungsmittel	-0,0434	0,0435	0,0377	0,0755	-0,0117	0,1077	-0,4022
	Ausgaben- elastizitäten	Kompensierte Eigenpreis- elastizitäten	Unkompensierte Eigenpreis- elastizitäten				
Brot/Getreide	0,8327	-0,4522	-0,5284				
Fleisch/Fisch	1,2068	-0,6501	-0,9770				
Milch	0,9048	-0,7198	-0,8886				
Obst	0,8917	-0,8013	-0,8889				
Gemüse	0,9495	-0,6099	-0,6897				
AFG	1,0428	-0,8588	-1,0330				
Andere Nah- rungsmittel	0,8502	-0,4022	-0,4886				

AFG = Alkoholfreie Erfrischungsgetränke – NM = Nahrungsmittel

Quelle: Eigene Berechnungen

Die Ausgabenelastizitäten aller sieben Nahrungsmittelgruppen sind positiv mit Werten zwischen 0,83 und 1,21. Damit bilden sie normale Güter ab, deren Nachfrage bei steigenden Ausgaben zunimmt. Die Ausgabenelastizitäten für Fleisch und Fisch sowie für alkoholfreie Erfrischungsgetränke sind größer 1. Folglich nimmt ihre Nachfrage bei steigenden Ausgaben für Nahrungsmittel überproportional zu. Sie stellen damit innerhalb der Gruppe der Nahrungsmittel Luxusgüter dar. Demgegenüber fallen die Nahrungsmittel Brot und Getreideprodukte, Milch, Milchprodukte und Eier, Obst, Gemüse sowie andere Nahrungsmittel mit Ausgabenelastizitäten kleiner 1 in die Gruppe der notwendigen Güter. Die geringste Ausgabenelastizität weist hier die Gruppe Brot und Getreideprodukte mit 0,83 auf. Bei steigenden Nahrungsmittelausgaben nimmt ihre Nachfrage demnach am wenigsten zu.

Die unkompenzierten Preiselastizitäten sind im obersten Drittel und die kompenzierten Preiselastizitäten im mittleren Drittel von Tabelle 2-6 abgebildet. Eine Zusammenfassung der unkompenzierten und kompenzierten Eigenpreiselastizitäten der sieben Nahrungsmittelgruppen ist im unteren Drittel der Tabelle dargestellt. Die kompenzierten Eigenpreiselastizitäten reichen von -0,40 bis -0,85 und sind alle negativ. Damit ist die Negativitätsbedingung der Nachfragetheorie erfüllt.

Die unkompenzierten bzw. Marshall'schen Eigenpreiselastizitäten liegen zwischen -0,49 und -1,03. Ausschließlich die Preiselastizität für alkoholfreie Erfrischungsgetränke nimmt einen absoluten Wert größer 1 an, während alle anderen Nahrungsmittelgruppen Eigenpreiselastizitäten kleiner 1 aufweisen. Damit hat eine einheitliche Erhöhung aller Nahrungsmittelpreise eine größere Zunahme der nachgefragten Menge alkoholfreier Getränke im Vergleich zu den anderen Nahrungsmittelgruppen zur Folge. Die geringsten, absoluten Eigenpreiselastizitäten weisen Brot und Getreideprodukte sowie sonstige Nahrungsmittel mit -0,53 bzw. -0,49 auf, worin ihre Eigenschaft als Grundnahrungsmittel wiedergespiegelt wird.

Kompenzierte Preiselastizitäten bieten ein genaueres Abbild der Substitutionseffekte zwischen den einzelnen Nahrungsmittelgruppen, da sie den Einkommenseffekt ausklammern. Die kompenzierten Eigenpreiselastizitäten sind alle negativ und nehmen relativ hohe Werte an. Ein Vergleich der kompenzierten und der unkompenzierten

Preiselastizitäten zeigt, dass die kompensierten Elastizitäten in absoluten Werten unterhalb der unkompensierten Elastizitäten liegen. Hierbei kommt es bei einigen Nahrungsmittelgruppen auch zu einer Änderung des Vorzeichens. Daraus wird deutlich, dass eine Veränderung der Ausgaben einen signifikanten Einfluss auf die Nachfrage der betrachteten Nahrungsmittelgruppen ausübt. Die Mehrzahl der kompensierten Kreuzpreiselastizitäten ist positiv. Damit liegen zwischen den meisten der betrachteten Nahrungsmittelgruppen Substitutionsbeziehungen vor. Die geringen Beträge der Kreuzpreiselastizitäten deuten jedoch darauf hin, dass die Substitution zwischen den unterschiedlichen Nahrungsmittelgruppen nur begrenzt möglich ist. Zwischen einigen wenigen Gütern bestehen hingegen komplementäre Beziehungen. Die Kreuzpreiselastizitäten zwischen Brot/Getreideprodukten und anderen Nahrungsmitteln, zwischen Gemüse und anderen Nahrungsmitteln sowie zwischen Brot/Getreideprodukten und Obst sind negativ. Die Gütergruppe der anderen Nahrungsmittel beinhaltet Nahrungsmittel wie Brotaufstriche sowie Fette und Öle. Diese stehen im Konsumverhalten deutscher Haushalte bei Frühstück und Abendbrot in Komplementarität zu Brot und Getreideprodukten. Ebenso steht die Zubereitung von Gemüse häufig in Verbindung mit der Verwendung von Ölen und Fetten. Die komplementäre Beziehung zwischen Obst und Brot/Getreideprodukten liegt gegebenenfalls im gemeinsamen Konsum von Cerealien mit frischem Obst begründet.

Die vorangegangenen diskutierten Elastizitäten stellen bedingte Elastizitäten dar. Sie treten in der Schätzung mehrstufiger Nachfragesysteme auf jeder weiteren der obersten folgenden Stufen auf. Sie unterliegen der Annahme konstanter Ausgaben für Nahrungsmittel. Da die Gütergruppe der Nahrungsmittel jedoch häufig einer unelastischen Nachfrage unterliegt, bleibt die nachgefragte Menge bei Preisänderungen relativ konstant, wodurch es zu einer Veränderung der Ausgaben kommt. Aufgrund dessen sind bedingte Elastizitäten zur Ableitung von Implikationen für die Ernährungspolitik und Ernährungsindustrie nur begrenzt geeignet. Dieser Sachverhalt sollte bei ihrer Interpretation berücksichtigt werden.

Aus diesen bedingten Elastizitäten werden nach Fan et al. (1995) die unbedingten Elastizitäten approximiert. Die unbedingten Ausgabenelastizitäten ergeben sich

durch Multiplikation der unbedingten Ausgabenelastizitäten für Nahrungsmittel mit der bedingten Ausgabenelastizität der jeweiligen Nahrungsmittelgruppe:

$$e_i^X = e_i e_f^X, \quad (2.17)$$

wobei e_i^X die unbedingte Ausgabenelastizität der entsprechenden Nahrungsmittelgruppe i , e_i die bedingte Ausgabenelastizität der Nahrungsmittelgruppe i und e_f^X die unbedingte Ausgabenelastizität für Nahrungsmittel abbilden.

Die unbedingten Preiselastizitäten berechnen sich wie folgt:

$$e_{ij}^X = e_{ij} + e_i w_j (e_{ff}^X + 1), \quad (2.18)$$

wobei e_{ij}^X die unbedingte Preiselastizität der entsprechenden Nahrungsmittelgruppe i , e_{ij} die bedingte Preiselastizität der Nahrungsmittelgruppe i , e_i die bedingte Ausgabenelastizität der Nahrungsmittelgruppe i , w_j den Budgetanteil der Nahrungsmittelgruppe j und e_{ff}^X die unbedingte Eigenpreiselastizität für Nahrungsmittel darstellen.

In Anlehnung an Hayes et al. (1990) und Abdulai et al. (1999) werden hierzu die von Henning und Michalek (1992) auf erster Stufe für Deutschland ermittelte unbedingte Ausgabenelastizität für Nahrungsmittel von 0,42 sowie die Preiselastizität für Nahrungsmittel von -0,24 verwendet. Die unbedingten Ausgaben- und Preiselastizitäten sind in Tabelle 2-7 zusammengefasst.

Die unbedingten Ausgabenelastizitäten geben das Verhältnis einer relativen Änderung der nachgefragten Mengen der betrachteten Nahrungsmittelgruppen zu einer relativen Änderung der Gesamtausgaben eines Haushalts an. Es wird deutlich, dass die unbedingten Ausgabenelastizitäten alle Werte kleiner 1 annehmen und damit unter Berücksichtigung der Gesamtausgaben in die Gruppe der notwendigen Güter zählen. Die unbedingten Eigenpreiselastizitäten liegen zwischen -0,34 für andere Nahrungsmittel und -0,73 für Obst. Damit unterliegen unter Berücksichtigung der Gesamtausgaben alle Nahrungsmittelgruppen einer unelastischen Nachfrage. Auch die vorher bedingte Eigenpreiselastizität der alkoholfreien Erfrischungsgetränke von

-1,03 ist nun kleiner 1. Die geringste Reaktion der Nachfrage aufgrund einer Preisänderung zeigt die Gruppe der anderen Nahrungsmittel sowie Brot und Getreideprodukte.

Tabelle 2-7: Unbedingte Ausgaben-, Eigenpreis- und Kreuzpreiselastizitäten unter Berücksichtigung aller Haushalte

	Brot/ Getreide	Fleisch/ Fisch	Milch	Obst	Gemüse	AFG	Andere NM
Unbedingte Eigenpreis- und Kreuzpreiselastizitäten							
Brot/ Getreide	-0,3952	0,1184	0,1342	0,0906	0,0961	0,1599	0,0329
Fleisch/ Fisch	0,2591	-0,4025	0,4822	0,4744	0,3504	0,5273	0,2934
Milch	0,2769	0,3340	-0,5891	0,2856	0,3441	0,3133	0,1929
Obst	0,0606	0,2177	0,1697	-0,7335	0,1354	0,1891	0,1468
Gemüse	0,0739	0,1144	0,1534	0,1023	-0,5522	0,1443	0,0495
AFG	0,2621	0,3397	0,2593	0,3105	0,2878	-0,7241	0,2850
Andere NM	0,0199	0,1352	0,1065	0,1433	0,0545	-0,0280	-0,3376
Unbedingte Ausgabenelastizitäten							
	0,3497	0,5069	0,3800	0,3745	0,3988	0,4380	0,3571

AFG = Alkoholfreie Erfrischungsgetränke – NM = Nahrungsmittel

Quelle: Eigene Berechnungen

Die Analyse möglicher Nachfrageunterschiede zwischen Haushalten variierender Größe und Zusammensetzung aufgrund von heterogenen Präferenzen erfolgt im Wei-

teren mittels ungepoolten Regressionsansatzes (Kohn und Missong, 2003). Die Ausgaben- und die unkompenzierten Preiselastizitäten sechs unterschiedlicher Haushaltstypen sind entsprechend in Tabelle 2-8 und Tabelle 2-9 abgebildet.

Tabelle 2-8: Ausgabenelastizitäten unter Berücksichtigung der Haushaltsgröße und –zusammensetzung

	Brot/ Getreide	Fleisch/ Fisch	Milch	Obst	Gemüse	AFG	Andere NM
Alle Haushalte	0,8327	1,2068	0,9048	0,8917	0,9495	1,0428	0,8502
Alle Haushalte*	0,7231	1,2123	0,9071	0,8901	0,9522	1,0353	0,8039
1-Personen-Haushalte (1 E – 0 K)	0,7174	1,2884	0,8640	0,9463	1,0242	0,9965	0,8096
2-Personen-Haushalte (2 E – 0 K)	0,6998	1,2379	0,7365	1,0637	1,1414	1,0197	0,7964
3-Personen-Haushalte (2 E – 1 K)	0,7630	1,2055	0,7992	1,2532	1,0694	1,0323	0,6569
4-Personen-Haushalte (2 E – 2 K)	0,6957	1,1894	0,8225	0,9225	0,9835	1,2541	0,7172
5-Personen-Haushalte (2 E – 3 K)	0,7837	1,1263	0,9455	0,5669	0,8120	1,3146	0,9133
Alleinerziehende	0,7160	0,9202	0,9572	1,2483	1,3945	1,3103	0,4815

* Alle in den folgenden unteren Spalten berücksichtigten Haushalte.

E = Erwachsene(r) – K = Kind(er) – AFG = Alkoholfreie Erfrischungsgetränke – NM = Nahrungsmittel

Quelle: Eigene Berechnungen

Ein Vergleich der Ausgabenelastizitäten über diese Haushalte zeigt, dass deutliche Unterschiede in der Nachfrage nach Nahrungsmitteln bestehen. Während die Reaktion in der Nachfrage von Brot und Getreideprodukten aufgrund einer Änderung der Ausgaben für Nahrungsmittel über die verschiedenen Haushaltstypen mit Ausgabenelastizitäten zwischen 0,70 und 0,78 relativ ähnlich sind, bestehen in anderen Nahrungsmittelgruppen deutlichere Unterschiede. Die nachgefragte Menge an Fleisch und Fisch nimmt mit zunehmender Haushaltsgröße bei steigenden Nahrungsmittelausgaben immer weniger zu. Während 1-Personen-Haushalte eine Ausgabenelastizität von 1,29 aufweisen, fällt diese bei den 5-Personen-Haushalten auf 1,13 ab. Demgegenüber zählen Fleisch und Fisch in der Gruppe der Alleinerziehenden in die Kategorie der notwendigen Güter mit einer Ausgabenelastizität von 0,92.

Für 2- und 3-Personen-Haushalte sowie Alleinerziehende fällt Obst in die Gruppe der Luxusgüter mit Ausgabenelastizitäten größer 1. Für alle weiteren Haushaltstypen liegen die Elastizitäten unter 1. Bei einer Erhöhung der Nahrungsmittelausgaben steigt die Nachfrage nach Obst bei 5-Personen-Haushalten mit einer Ausgabenelastizität von 0,57 am wenigsten. Auch die Nahrungsmittelgruppe Gemüse stellt für einige Haushalte ein Luxusgut und für andere ein notwendiges Gut dar. In der Gruppe der Alleinerziehenden steigt die Nachfrage bei einer Erhöhung der Nahrungsmittelausgaben am meisten.

Die Ausgabenelastizitäten für alkoholfreie Erfrischungsgetränke nehmen mit steigender Haushaltsgröße zu. Während die Nahrungsmittelgruppe der alkoholfreien Erfrischungsgetränke für 1-Personen-Haushalte ein notwendiges Gut darstellt, steigt die Ausgabenelastizität für 5-Personen-Haushalte auf 1,31 an.

Auch die unkompensierten Eigenpreiselastizitäten variieren über die unterschiedlichen Haushaltstypen (vgl. Tabelle 2-9). Infolge einer Preisänderung reduzieren die 5-Personen-Haushalte ihre Nachfrage nach Brot und Getreideprodukten am stärksten, während die 1-Personen-Haushalte die geringste Reaktion mit einer Preiselastizität von -0,49 zeigen. Demgegenüber weisen die 1-Personen-Haushalte eine elastische Nachfrage für Fleisch und Fisch auf, wohingegen alle weiteren Haushaltstypen Ei-

genpreiselastizitäten kleiner 1 aufzeigen. In der Gruppe der Alleinerziehenden reduziert sich die Nachfrage aufgrund eines Preisanstiegs am wenigsten.

Tabelle 2-9: Unkompensierte Eigenpreiselastizitäten unter Berücksichtigung der Haushaltsgröße und –zusammensetzung

	Brot/ Getreide	Fleisch/ Fisch	Milch	Obst	Gemüse	AFG	Andere NM
Alle Haushalte	-0,528	-0,977	-0,889	-0,889	-0,690	-1,033	-0,489
Alle Haushalte*	-0,525	-0,981	-0,884	-0,884	-0,690	-1,032	-0,488
1-Personen- Haushalte (1 E – 0 K)	-0,485	-1,010	-0,868	-0,875	-0,675	-1,040	-0,500
2-Personen- Haushalte (2 E – 0 K)	-0,492	-0,999	-0,854	-0,941	-0,747	-1,023	-0,547
3-Personen- Haushalte (2 E – 1 K)	-0,561	-0,992	-0,858	-0,857	-0,723	-1,020	-0,495
4-Personen- Haushalte (2 E – 2 K)	-0,557	-0,970	-0,877	-0,899	-0,665	-1,085	-0,430
5-Personen- Haushalte (2 E – 3 K)	-0,641	-0,933	-0,942	-0,937	-0,726	-1,077	-0,427
Alleinerziehende	-0,494	-0,741	-0,778	-0,608	-0,785	-0,988	-0,463

* Alle in den folgenden unteren Spalten berücksichtigten Haushalte.

E = Erwachsene(r) – K = Kind(er) – AFG = Alkoholfreie Erfrischungsgetränke –
NM = Nahrungsmittel

Quelle: Eigene Berechnungen

Weitere Unterschiede im Nachfrageverhalten aufgrund von Preisänderungen werden in den Nahrungsmittelgruppen Obst und alkoholfreie Erfrischungsgetränke deutlich. Die Eigenpreiselastizitäten für Obst liegen für alle Haushalte zwischen -0,86 und

-0,94. Ausschließlich Alleinerziehende weisen eine geringere Reaktion in der Nachfrage mit einer Elastizität von -0,61 auf. Auch bei den alkoholfreien Getränken weicht die Gruppe der Alleinerziehenden im Nachfrageverhalten von anderen Haushaltstypen ab. Während sich über alle anderen Haushalte eine elastische Nachfrage für alkoholfreie Erfrischungsgetränke zeigt, liegt die Nachfrage der Alleinerziehenden im unelastischen Bereich.

Ein Vergleich der in der vorliegenden Arbeit ermittelten Elastizitäten mit denen vorheriger Analysen der Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland ist nur eingeschränkt möglich. Die Ergebnisse der nicht-parametrischen Regression haben gezeigt, dass das aufgewendete Budget der unterschiedlichen Nahrungsmittelgruppen in den logarithmierten Ausgaben häufig nicht linear ist und daher das QUAIDS einer besseren Anpassung an das Konsumverhalten deutscher Haushalte folgt. Aufgrund dessen kann davon ausgegangen werden, dass die Elastizitäten vorangegangener Studien möglichen Verzerrungen unterliegen. Darüber hinaus zeigt die Aggregation der einzelnen Nahrungsmittel zu übergeordneten Nahrungsmittelgruppen deutliche Unterschiede über die verschiedenen Studien auf. Für übereinstimmende Gütergruppen werden nachfolgend dennoch Vergleiche zwischen den Ergebnissen diskutiert.

Die nach Henning und Michalek (1992) ermittelten unbedingten Ausgabenelastizitäten liegen bei den Nahrungsmittelgruppen Brot und Getreideprodukte sowie Milch und Milchprodukte deutlich unter den hier ermittelten Ausgabenelastizitäten. Ausschließlich in den Nahrungsmittelgruppen Fleisch und Fisch sowie Obst und Gemüse zeigen die Elastizitäten annähernd vergleichbare Werte auf. Die hier vorliegende Ausgabenelastizität für Fleisch und Fisch mit 0,51 deutet jedoch auf eine etwas stärkere Nachfragereaktion aufgrund einer Veränderung in den Gesamtausgaben hin als die von Henning und Michalek ermittelte Elastizität für Fleisch von 0,47 und für Fisch von 0,41. Ebenso liegen die Elastizitäten für Obst und Gemüse mit 0,37 bzw. 0,40 oberhalb der von Henning und Michalek berechneten Ausgabenelastizitäten für Obst und Gemüse von 0,30. Demgegenüber weichen die Eigenpreiselastizitäten stark voneinander ab. Über alle vergleichbaren Nahrungsmittelgruppen zeigen die hier abgeleiteten Preiselastizitäten eine stärkere Reaktion in der Nachfrage aufgrund einer einheitlichen Preisänderung für alle Nahrungsmittel. Ausschließlich für Fleisch und

Fisch liegen die nach Henning und Michalek hergeleiteten Preiselastizitäten über der hier vorliegenden Elastizität.

Ein Vergleich zwischen den nach Michalek und Keyzer (1992) und den hier abgeleiteten Elastizitäten zeigt, dass ebenfalls deutliche Unterschiede zwischen den Ausgabenelastizitäten bestehen. Die in der vorliegenden Studie ermittelten Elastizitäten nehmen über alle Nahrungsmittelgruppen höhere Werte an. In Bezug auf die Eigenpreiselastizitäten zeigen sich annähernd vergleichbare Nachfragereaktionen ausschließlich für Fleisch sowie Obst und Gemüse. Über alle weiteren Nahrungsmittel liegen die nach Michalek und Keyzer ermittelten Preiselastizitäten ebenfalls deutlich unter den hier abgeleiteten Elastizitäten.

Von einem Vergleich zur Studie nach Wildner (2000) wird abgesehen, da hier nur Elastizitäten für drei spezifische Haushaltstypen vorliegen. Diese weichen in ihrer Definition von den in der vorliegenden Studie berücksichtigten Haushaltstypen stark ab.

Für die vergleichende Diskussion zu den Ergebnissen von Thiele (2001) werden die bedingten Elastizitäten herangezogen, da ihre Analysen ebenfalls auf zweiter Stufe erfolgen. Hier erschwert sich ein Vergleich aufgrund der sehr unterschiedlich stark aggregierten Nahrungsmittelgruppen. Dennoch wird beispielsweise in der Nahrungsmittelgruppe Fleisch und Fisch deutlich, dass die Ausgabenelastizitäten für mehrere Fleischsorten über 1 liegen und damit wie auch in der vorliegenden Arbeit innerhalb der Gruppe der Nahrungsmittel zu den Luxusgütern zählen.

Die in der Studie nach Hoffmann (2003) berücksichtigten Nahrungsmittelgruppen unterliegen alle einer wesentlich stärkeren Nachfrageänderung aufgrund einer Veränderung der Gesamtausgaben. Hier weisen die Ausgabenelastizitäten über alle Nahrungsmittelgruppen deutlich höhere Werte auf. Eine Ableitung von Preiselastizitäten bleibt in der Arbeit von Hoffmann aus.

Die nicht-parametrischen Analysen der vorliegenden Arbeit bestätigen die Ergebnisse anderer vorangegangener nicht-linearer Schätzungen. Der Verlauf der Engelkurven zeigt in Analogie zu Abdulai und Aubert (2004) und Bai und Wahl (2005), dass

das aufgewendete Budget für manche Nahrungsmittelgruppen nicht linear in den logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel verläuft und damit die empirische Spezifikation des QUAIDS das Nachfrageverhalten flexibler abbildet.

Ein Vergleich der einzelnen Elastizitäten erfolgt im Weiteren aufgrund ähnlicher Konsumstrukturen ausschließlich zu den Studien nach Abdulai (2002) für die Schweiz und zu Nichèle (2003) für Frankreich. Die von Abdulai ermittelten Ausgabenelastizitäten deuten auf vergleichbare Nachfragereaktionen aufgrund von Ausgabenänderungen im Konsum schweizer zu deutschen Haushalten hin. Während die unbedingten Ausgabenelastizitäten in der Schweiz für Brot und Getreideprodukte bei 0,38, für Fleisch und Fisch bei 0,48 und für Milch und Milchprodukte bei 0,30 liegen, weisen die hier ermittelten Elastizitäten vergleichbare Werte von entsprechend 0,35, 0,51 und 0,38 auf. Für Obst und Gemüse stellt Abdulai eine Ausgabenelastizität von 0,49 fest. Eine etwas geringere Nachfrageänderung zeigt sich in Deutschland mit Ausgabenelastizitäten von 0,37 für Obst und 0,40 für Gemüse. Demgegenüber weisen die nach Abdulai berechneten unkompensierten Eigenpreiselastizitäten im Vergleich deutliche höhere Werte auf. Während die hier ermittelten Eigenpreiselastizitäten zwischen -0,40 für Brot und Getreideprodukte und -0,73 für Obst liegen, reagieren Haushalte in der Schweiz stärker auf Preisänderungen mit Elastizitäten zwischen -0,66 für Brot und Getreideprodukte bis -1,00 für Obst und Gemüse.

Die vergleichende Diskussion zu den Ergebnissen nach Nichèle (2003) basiert auf den unbedingten Elastizitäten. Eine direkte Gegenüberstellung ist jedoch aufgrund der sehr unterschiedlichen Aggregation der einzelnen Gütergruppen nur eingeschränkt möglich. Dennoch wird deutlich, dass innerhalb der Gütergruppe Nahrungsmittel Fleisch und Fisch sowohl in Frankreich als auch in Deutschland mit Ausgabenelastizitäten größer 1 in die Gruppe der Luxusgüter zählen. Demgegenüber weisen die Ausgabenelastizitäten für Obst und Gemüse höhere als die hier ermittelten Werte auf. Sowohl die Ausgabenelastizität für Obst mit 1,07 als auch für Gemüse mit 1,26 liegen damit in Frankreich über 0,89 für Obst und 0,95 für Gemüse in Deutschland. Hinsichtlich der unkompensierten Eigenpreiselastizitäten unterliegen die Gütergruppen Fleisch und Fisch, Obst sowie Milch und Milchprodukte einer unelastischen Nachfrage sowohl im Konsum französischer als auch deutscher Haushalte.

te. Im Gegensatz dazu zeigen sie unterschiedliche Reaktionen auf Preisänderungen bei Gemüse und Getreideprodukten.

Des Weiteren stellen Micheline (1999) und Moro und Sekokai (2000) in ihren auf dem QUAIDS basierenden Untersuchungen einen inversen Zusammenhang zwischen der Haushaltsgröße und der Reaktion der Nahrungsmittelnachfrage aufgrund einer Ausgabenänderung fest. Die Ergebnisse weisen mit zunehmender Anzahl Haushaltsmitglieder abnehmende Ausgabenelastizitäten für Nahrungsmittel auf. Im Gegensatz dazu zeigt die vorliegende Untersuchung ausschließlich für die Gütergruppe Fleisch und Fisch diesen inversen Zusammenhang. Für alle anderen Nahrungsmittelgruppen variieren die Ausgabenelastizitäten über die verschiedenen Haushaltstypen und weisen dabei allerdings keinen eindeutigen Zusammenhang zur Haushaltsgröße auf.

2.6 Zusammenfassung

Das vorliegende Kapitel untersucht die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung der Haushaltsgröße und –zusammensetzung. Unter Verwendung der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 bestätigen nicht-parametrische Analysemethoden die Nicht-Linearität des Zusammenhangs zwischen den logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel und dem aufgewendeten Budget für sieben unterschiedliche Nahrungsmittelgruppen. Aufgrund dessen basieren die folgenden Schätzungen auf dem QUAIDS Nachfragesystem nach Banks et al. (1997).

Die Interpretation der Ergebnisse erfolgt in Form der Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten. Die Ausgabenelastizitäten sind über alle betrachteten Nahrungsmittelgruppen positiv, womit bei steigenden Ausgaben für Nahrungsmittel die Nachfrage für alle Gruppen zunimmt. Hierbei steigt die Nachfrage nach Fleisch und Fisch sowie alkoholfreien Erfrischungsgetränken überproportional. Die Ausgabenelastizitäten dieser beiden Nahrungsmittelgruppen liegen bei 1,21 und 1,04.

Demgegenüber zählen unter Berücksichtigung der Gesamtausgaben alle Nahrungsmittelgruppen in die Gruppe der notwendigen Güter. Die unbedingten Ausgabenelastizitäten liegen zwischen 0,51 und 0,35. Hierbei zeigt die Nachfrage nach Fleisch und Fisch die stärkste Reaktion auf eine Veränderung der Gesamtausgaben.

Die unkompensierten Eigenpreiselastizitäten liegen zwischen -0,49 für andere Nahrungsmittel und -0,98 für Fleisch und Fisch. Damit liegt deren Nachfrage im unelastischen Bereich. Ausschließlich alkoholfreie Erfrischungsgetränke zeigen eine elastische Nachfrage mit einer Elastizität von -1,03.

Die Interpretation der Austauschbeziehungen der unterschiedlichen Nahrungsmittel zueinander erfolgt in Form der kompensierten Preiselastizitäten. Sie geben ein genaueres Abbild der Substitutionseffekte aufgrund des Ausschlusses des Einkommenseffekts. Über die Mehrzahl an Gütern zeigen sich positive Kreuzpreiselastizitäten. Damit stellen die meisten Nahrungsmittel zueinander Substitute dar. Die geringen Beträge der Kreuzpreiselastizitäten verdeutlichen jedoch, dass eine Substitution der unterschiedlichen Nahrungsmittel nur begrenzt möglich ist. Nur wenige Nahrungsmittel stehen in komplementärer Beziehung zueinander und weisen negative Kreuzpreiselastizitäten auf.

Zur Berücksichtigung von Unterschieden im Nachfrageverhalten von Haushalten variierender Größe und Zusammensetzung erfolgt die Schätzung des QUAIDS anhand des ungepoolten Regressionsansatzes separat für sechs verschiedene Haushaltstypen. Die Ergebnisse zeigen deutliche Unterschiede in der Nachfrage nach Nahrungsmitteln über die verschiedenen Haushalte auf. Beispielsweise nimmt die Ausgabenelastizität für Fleisch und Fisch mit steigender Haushaltsgröße ab. Während diese für die 1-Personen-Haushalte bei 1,29 liegt, zeigen die 5-Personen-Haushalte eine Ausgabenelastizität für Fleisch und Fisch von 1,13. Für die Gruppe der Alleinerziehenden fallen Fleisch und Fisch sogar in die Kategorie notwendiger Güter mit einer Elastizität von 0,92. Ebenfalls eine geringere Nachfragerreaktion infolge einer Änderung der Nahrungsmittelausgaben zeigen die Alleinerziehenden bei anderen Nahrungsmitteln im Vergleich zu allen weiteren Haushaltstypen. Mit einer Ausgaben-

elastizität von 0,48 weicht diese Haushaltsgruppe deutlich in seiner Reaktion von anderen Haushalten ab.

Die unkompenzierten Eigenpreiselastizitäten bestätigen Unterschiede im Nachfrageverhalten bei Nahrungsmitteln verschiedener Haushaltstypen. Beispielsweise unterliegt die Nahrungsmittelgruppe Fleisch und Fisch bei 1-Personen-Haushalten einer elastischen gegenüber einer unelastischen Nachfrage für alle weiteren Haushaltstypen. Damit zeigt die Haushaltsgröße und –zusammensetzung einen deutlichen Einfluss auf die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland.

Diese Unterschiede in der Nachfrage nach Nahrungsmitteln von Haushalten variierender Größe und Zusammensetzung liegen mit in der Möglichkeit der Umsetzung von Economies of Scale begründet. Haushalte mit einer zunehmenden Mitgliederzahl sind in der Lage, Größenvorteile aufgrund steigender Erträge in der Haushaltsproduktion, Mengenrabatten beim Kauf von großen Verpackungseinheiten sowie der gemeinsamen Nutzung öffentlicher Güter zu realisieren. Der Einfluss dieser Economies of Scale auf den Konsum von Nahrungsmitteln bildet den Untersuchungsgegenstand des folgenden Kapitels.

Kapitel 3

Economies of Scale im Konsum öffentlicher und privater Güter

Kapitel 3 beschäftigt sich mit der Untersuchung des Zusammenhangs zwischen dem aufgewendeten Budget für Nahrungsmittel und der Haushaltsgröße, unter Konstanthaltung der Pro-Kopf-Gesamtausgaben. Abschnitt 3.1 leitet dieses Kapitel ein. Darauf folgend wird in Abschnitt 3.2 das theoretische Konzept der Economies of Scale dargestellt. Abschnitt 3.3 umfasst die in der Literatur stattfindende Diskussion möglicher Gründe für den zur Theorie konträren negativen Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und den Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel. Abschnitt 3.4 stellt die den Analysen zugrundeliegenden Daten vor. Daran anschließend bildet Abschnitt 3.5 die Ergebnisse der nicht-parametrischen und parametrischen Analysen ab. Nach Bestätigung des ebenfalls negativen Einflusses der Haushaltsgröße auf die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel in Deutschland erfolgt die Prüfung der Hypothesen der Endogenität des Arbeitsangebots sowie der direkten Economies of Scale. Abschnitt 3.6 schließt mit einer Zusammenfassung der Ergebnisse.

3.1 Einleitung

Der Vergleich des Lebensstandards von Haushalten unterschiedlicher Größe und Zusammensetzung ist von zentralem Interesse in der Berechnung staatlicher Ausgleichszahlungen benachteiligter Haushalte sowie in der Festlegung von Armutsgrenzen (Abdulai, 2003). Haushalte mit einer zunehmenden Mitgliederzahl haben jedoch die Möglichkeit, Economies of Scale in ihrem Konsum zu realisieren. Neben der Messung der Kosten von Kindern bildet die Berechnung des Ausmaßes dieser Economies of Scale einen wichtigen Aspekt in der Bestimmung des Lebensstandards unterschiedlicher Haushalte (Deaton und Paxson, 1998). Hierbei kann die Existenz der Economies of Scale auf eine Reihe von Ursachen zurückgeführt werden. Erstens sind große Haushalte aufgrund höherer Nachfragemengen in der Lage, Vorteile aus Mengenrabatten bei Großverpackungen oder Sonderaktionen beim Kauf mehrerer Verpackungseinheiten zu einem vergünstigten Preis zu ziehen. Durch die Nachfrage großer bzw. mehrerer Verpackungen zahlen diese Haushalte weniger pro Einheit. Des Weiteren haben Haushalte mit zunehmender Mitgliederzahl die Möglichkeit, steigende Erträge in der Haushaltsproduktion zu erzielen. Unter der Annahme, dass sich die Kosten der zusätzlich benötigten Zeit für die Zubereitung einer Mahlzeit durch eine weitere Person nur geringfügig erhöhen, sinken die Gesamtkosten der Mahlzeit und der Zubereitungszeit pro Person mit zunehmender Haushaltsgröße. Drittens befinden sich im Konsum von Haushalten öffentliche Güter, die ihre Funktion über alle Haushaltsmitglieder ausüben können, ohne dass diese im Verhältnis zur Anzahl der Mitglieder vervielfacht werden müssen. Wenn sich beispielsweise zwei vorher getrennt lebende Erwachsene unter Erhaltung ihrer vorherigen Einkommen zum Zusammenleben entschließen, so entspricht das nun durchschnittliche Pro-Kopf-Einkommen annähernd dem vorherigen durchschnittlichen Einkommen der beiden getrennt lebenden Einheiten. Unter der Berücksichtigung der Existenz öffentlicher Güter sind die beiden Zusammenlebenden nun allerdings besser gestellt als vorher. Die eingesparten Ressourcen durch die gemeinsame Nutzung der öffentlichen Güter entsprechen dem Einkommenseffekt in Form einer Preissenkung der öffentlichen Güter. Entgegen diesem Einkommenseffekt wirkt zugleich ein Substituti-

onseffekt, wodurch über die Wirkungsrichtung des Gesamteffekts keine Aussage getroffen werden kann. Für private Güter jedoch wie zum Beispiel Nahrungsmittel, die nur schwer substituierbar sind und geringe Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten aufweisen, dominiert der Einkommenseffekt den Substitutionseffekt. Demnach sollten, unter Konstanthaltung der Pro-Kopf-Gesamtausgaben, die Pro-Kopf-Ausgaben für private Güter wie Nahrungsmittel mit zunehmender Haushaltsgröße steigen.

Diesen speziellen Zusammenhang zwischen dem aufgewendeten Budget für Nahrungsmittel und der Haushaltsgröße, unter konstanten Pro-Kopf-Gesamtausgaben, untersuchen erstmals Deaton und Paxson (1998) für insgesamt sieben Industrie- als auch Entwicklungsländer. Unter Anwendung nicht-parametrischer und parametrischer Analysemethoden erhalten sie entgegen der Erwartung des theoretischen Modells einen negativen Einfluss der Anzahl Haushaltsmitglieder auf den Ausgabenanteil für Nahrungsmittel. Diesem zur Theorie widersprüchlichen Ergebnis folgt eine große Diskussion unter den Wissenschaftlern. Unter der Annahme konstanter Pro-Kopf-Gesamtausgaben spart ein Haushalt mit zunehmender Mitgliederzahl durch die gemeinsame Nutzung öffentlicher Güter Ressourcen ein, die dieser für den Konsum anderer privater als auch öffentlicher Güter aufwenden kann. Damit ist der Haushalt besser gestellt als vorher und dennoch reagiert dieser auf die steigende Haushaltsgröße mit einer Reduktion der Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel. Eine Vielzahl an Autoren versucht durch Prüfung unterschiedlicher Ansätze dieses Rätsel zu lösen (Kochar, 2000, Gibson, 2002, Abdulai, 2003, Vernon, 2004, Crossley und Lu, 2004).

Im Rahmen ihrer Untersuchung der elterlichen Vorteile aus dem Zusammenleben mehrerer Generationen zeigt beispielsweise Kochar (2000), dass die Nicht-Trennbarkeit der Präferenzen für Nahrungsmittel, Freizeit und öffentliche Güter für diesen unerwarteten negativen Zusammenhang verantwortlich zu sein scheint. Unter Einbeziehung der wöchentlichen Arbeitszeit männlicher und weiblicher Erwachsener zeigt sie, dass der immer wieder ermittelte signifikant negative Einfluss der Haushaltsgröße auf die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel auf dem endogenen Angebot an Arbeitszeit beruht. Demgegenüber führt Abdulai (2003) den negativen Effekt der Haushaltsgröße auf den Einfluss direkter Economies of Scale infolge von

Mengenrabatten zurück. Weitere Autoren prüfen die Hypothese der steigenden Erträge in der Haushaltsproduktion (Vernon, 2004, Crossley und Lu, 2004).

Ziel des vorliegenden Kapitels bildet die Analyse auftretender Economies of Scale im Konsum privater und öffentlicher Güter. Als Datengrundlage dient die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 des Statistischen Bundesamtes. Im Speziellen erfolgt hier anhand nicht-parametrischer und parametrischer Methoden die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen der Haushaltsgröße und dem aufgewendeten Budget für Nahrungsmittel, unter Konstanthaltung der Pro-Kopf-Gesamtausgaben. Darüber hinaus wird ebenfalls der Einfluss der Haushaltsgröße auf die Pro-Kopf-Ausgaben weiterer privater als auch öffentlicher Güter analysiert. Hierbei werden private und öffentliche Komponenten in den aggregierten Gütergruppen Kleidung und Schuhe sowie Unterhaltung separat voneinander berücksichtigt. Zur Erklärung des negativen Zusammenhangs werden daran anschließend die Hypothesen der Endogenität des Arbeitsangebots nach Kochar (2000) sowie der direkten Economies of Scale nach Abdulai (2003) geprüft.

3.2 Theoretisches Modell der Economies of Scale

Das theoretische Konzept der Economies of Scale im Haushaltskonsum basiert auf einem Ansatz von Barten (1964) und einigen Erweiterungen durch Deaton und Paxson (1998). Es bildet die Grundlage zur Analyse des Zusammenhangs zwischen den Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel und der Haushaltsgröße unter konstanten Pro-Kopf-Gesamtausgaben sowie des Zusammenhangs zwischen den Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel und dem Anteil an Kindern in einem Haushalt unter konstanten Pro-Kopf-Gesamtausgaben und konstanter Haushaltsgröße.

Ausgangspunkt dieses theoretischen Modells bilden dabei zwei unterschiedliche Güter. Das erste Gut ist ein vollständig privates Gut (z. B. Nahrungsmittel) und das zweite kann über alle Haushaltsmitglieder geteilt werden und stellt damit ein öffentliches Gut (z. B. Wohnen) dar. Des Weiteren wird angenommen, dass ein Haushalt

mit n Mitgliedern seine gesamten Ausgaben x auf den Konsum dieser beiden Güter aufteilt und der Haushalt vorerst nur aus männlichen und weiblichen Erwachsenen besteht. q_f und q_h bilden die Konsummengen entsprechend für Nahrungsmittel und Wohnen ab, die gleichmäßig über alle Haushaltsmitglieder geteilt werden. Daraus ergibt sich die folgende Nutzenfunktion des Haushalts:

$$nv\left(\frac{q_f}{n}, q_h\right), \quad (3.1)$$

wobei n die Anzahl der Haushaltsmitglieder abbildet. Gleichung (3.1) zeigt, dass die konsumierte Menge an Nahrungsmitteln im Gegensatz zum Wohnen geteilt werden muss. Daraus ergibt sich die Pro-Kopf-Budgetbeschränkung des Haushalts wie folgt:

$$p_f\left(\frac{q_f}{n}\right) + \left(\frac{p_h}{n}\right)q_h = \frac{x}{n}, \quad (3.2)$$

wobei x/n die Pro-Kopf-Ausgaben darstellen. Gleichung (3.2) zeigt, dass wenn zwei zu einem früheren Zeitpunkt voneinander getrennt lebende 1-Personen-Haushalte sich entschließen, einen gemeinsamen Haushalt zu gründen, sich weder der Preis des privaten Gutes p_f , noch die Pro-Kopf-Ausgaben ändern. Demgegenüber halbiert sich der Preis des geteilten öffentlichen Gutes, wodurch ein positiver Einkommenseffekt und ein negativer Substitutionseffekt auf die Nachfrage des privaten Gutes hervorgerufen werden. Für lebensnotwendige Güter wie beispielsweise Nahrungsmittel ist der negative Einfluss des Substitutionseffektes sehr klein, wodurch es zu einem Anstieg im Pro-Kopf-Konsum kommt.

Das angeführte Modell beschränkt sich ausschließlich auf den Konsum der beiden Güter Nahrungsmittel und Wohnen. Nachfolgend wird dieses Modell verallgemeinert und bezieht sich im Weiteren auf den Konsum der beiden Gütergruppen Nahrungsmittel und Nicht-Nahrungsmittel. Beide Güter unterliegen einem gewissen Ausmaß an Größenvorteilen. Gleichung (3.1) kann damit wie folgt umformuliert werden:

$$u = nv \left(\frac{q_f}{\phi_f(n)}, \frac{q_h}{\phi_h(n)} \right), \quad (3.3)$$

wobei h für das Gut Nicht-Nahrungsmittel steht und die angegebenen Mengen q_f und q_h die entsprechend nachgefragten Mengen des Haushalts abbilden. Unter diesen Annahmen führt die Maximierung des Nutzens (3.3) unter der Budgetbeschränkung (3.2) zu folgender Nachfragefunktion:

$$\frac{q_f}{n} = \frac{\phi_f(n)}{n} g_f \left(\frac{x}{n}, \frac{p_f \phi_f(n)}{n}, \frac{p_h \phi_h(n)}{n} \right), \quad (3.4)$$

wobei $g_f(x, p_f, p_h)$ die Nachfragefunktion eines 1-Personen-Haushalts abbildet. Durch Logarithmieren der Nachfragefunktion (3.4) und Ableitung nach $\ln n$ $\left[\frac{\partial \ln(q_f/n)}{\partial \ln n} \right]$

wird deutlich, dass die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel mit zunehmender Haushaltsgröße nur unter nachfolgender Bedingung steigen:

$$\sigma_h(\varepsilon_{fx} + \varepsilon_{ff}) - \sigma_f(1 + \varepsilon_{ff}) > 0, \quad (3.5)$$

wobei ε_{ff} und ε_{fx} entsprechend die Eigenpreiselastizität und die Einkommenselastizität von Nahrungsmitteln abbilden. Das güterspezifische Maß der Größenvorteile σ_i mit $i = f, h$ ist gegeben durch:

$$\sigma_i = 1 - \frac{\partial \ln \phi_i(n)}{\partial \ln n}, \quad (3.6)$$

wobei $\sigma_i = 0$ für vollständig private Güter und $\sigma_i = 1$ für vollständig öffentliche Güter gilt.

Die Werte der Elastizitäten und des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel sind abhängig vom Entwicklungsniveau eines Landes. In ärmeren Ländern ist sowohl das aufgewendete Budget als auch die Einkommenselastizität für Nahrungsmittel hoch, während die Eigenpreiselastizität der Nachfrage für Nahrungsmittel gering ist.

Unter der Formulierung von Gleichung (3.5) als Ausdruck kompensierter Eigenpreiselastizitäten und unter der Annahme, dass das Verhältnis der Größenvorteile

$\frac{\sigma_f}{\sigma_h}$ klein ist, ergibt sich folgende für einen steigenden Ausgabenanteil für Nahrungsmittel bei zunehmender Haushaltsgröße notwendige Bedingung:

$$\tilde{\varepsilon}_{ff} > \varepsilon_{fx}(1 - w_f) + \frac{\sigma_f}{\sigma_h}(1 - \varepsilon_{fx}). \quad (3.7)$$

Ungleichung (3.7) wird solange erfüllt, wie Nahrungsmittel ein lebensnotwendiges, privates Gut mit geringen Substitutionsmöglichkeiten darstellt.

Der vorangegangene Ansatz kann zur Berücksichtigung von Kindern, die in der Regel weniger konsumieren als Erwachsene, erweitert werden. Unter der Annahme, dass Y und K entsprechend die Anzahl an Erwachsenen und Kindern darstellen, ist die effektive Haushaltsgröße durch $Y + \alpha K$ gegeben. Hierbei bildet α den Erwachsenenanteil jedes Kindes ab und nimmt entsprechend Werte zwischen Null und Eins an. Gemäß dem vorgestellten Modell würde damit ein Anstieg des Kinderanteils in einem Haushalt, unter Konstanthaltung der Haushaltsgröße und der Pro-Kopf-Ausgaben, zu einer Reduktion der Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel führen. Dabei bleibt zu berücksichtigen, dass es durch das Auftreten fixer Kosten zu einer Änderung dieser theoretischen Prognose kommen kann. Wenn beispielsweise das Hinzukommen einer weiteren Person zu einem Haushalt mit Fixkosten verbunden ist, die für Kinder geringer sind als für Erwachsene, können die damit verbundenen höheren zur Verfügung stehenden Ressourcen für den Konsum privater Güter aufgewendet werden und damit zu einem Anstieg der Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel führen.

Hinsichtlich der Economies of Scale im Haushaltskonsum können aus dem vorangegangenen Modell zwei theoretische Implikationen abgeleitet werden, die im Folgenden der empirischen Überprüfung unterliegen. Erstens steigen mit zunehmender Haushaltsgröße und konstanten Pro-Kopf-Ausgaben die Ausgaben für Nahrungsmittel pro Kopf. Und zweitens sinken die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel mit zunehmendem Anteil an Kindern in einem Haushalt, unter Konstanthaltung der Pro-Kopf-Ausgaben und der Haushaltsgröße.

3.3 Theorie versus Empirie – Zur Erklärung des unerwarteten Zusammenhangs zwischen Haushaltsgröße und Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel

Eine Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Haushaltsgröße und aufgewendetem Budget für Nahrungsmittel, unter Konstanthaltung der Pro-Kopf-Ausgaben, führen erstmals Deaton und Paxson (1998) für insgesamt sieben Industrie- und Entwicklungsländer durch. Unter Anwendung nicht-parametrischer und parametrischer Analysemethoden ermitteln sie entgegen der Erwartung des theoretischen Modells einen negativen Einfluss der Anzahl Haushaltsmitglieder auf die Ausgabenanteile für Nahrungsmittel. Dieser negative Zusammenhang zeigt sich, mit Ausnahme von Großbritannien, über alle einbezogenen Länder. Darüber hinaus verhält sich zugleich auch das Ausmaß dieses schon unerwarteten negativen Zusammenhangs widersprüchlich zur Theorie. Besonders ausgeprägt erweist sich der negative Einfluss der Haushaltsgröße auf die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel in den ärmsten der untersuchten Länder. Jedoch sollten gerade diese den stärksten positiven Zusammenhang aufweisen, da hier der Ausgabenanteil für Nahrungsmittel und deren Einkommenselastizität hoch und die Preiselastizität gering sind (vgl. Ungleichung 3.7).

Mit ihrer Untersuchung lösen Deaton und Paxson eine rege Diskussion zur Erklärung dieses unerwarteten Ergebnisses aus. Unter Konstanthaltung der Pro-Kopf-Gesamtausgaben ist ein Haushalt mit zunehmender Mitgliederzahl aufgrund der gemeinsamen Nutzung öffentlicher Güter besser gestellt. Als Reaktion auf die steigen-

de Haushaltsgröße reduziert dieser jedoch seine Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel. Eine Vielzahl an Autoren versucht durch Prüfung unterschiedlicher Ansätze dieses Paradoxon zu lösen (Benin, 1999, Kochar, 2000, Gibson, 2002, Abdulai, 2003, Gan und Vernon, 2003, Vernon, 2004, Crossley und Lu, 2004). Tabelle 3-1 fasst die unterschiedlichen Hypothesen zusammen.

Benin (1999) merkt bezüglich des unerwarteten Zusammenhangs an, dass Haushalte mit zunehmender Größe sich nicht ausschließlich den Preisen von Nahrungsmitteln gegenübersehen, sondern gleichzeitig auch den Kosten der Verteilung dieser Nahrungsmittel über die Haushaltsmitglieder sowie den Kosten der Überwachung dieser Verteilung. Damit ergibt sich als effektiver Preis von Nahrungsmitteln der entsprechende Marktpreis von Nahrungsmitteln zuzüglich dieser Aufteilungs- und Überwachungskosten. Unter den Annahmen, dass höherwertige Nahrungsmittel im Vergleich zu Grundnahrungsmitteln höheren Aufteilungs- und Überwachungskosten unterliegen und dass diese Kosten mit steigender Haushaltsgröße zunehmen, ergeben sich zwei gegenläufige Effekte: steigende Skalenerträge durch die gemeinsame Nutzung von öffentlichen Gütern und sinkende Skalenerträge durch steigende Aufteilungs- und Überwachungskosten. Unter Verwendung von Haushaltsdaten für Ghana prüft Benin diese Hypothese durch separate Schätzung der Budgetgleichung ausschließlich für Grundnahrungsmittel. Als Ergebnis zeigt sich, dass mit zunehmender Haushaltsgröße der Ausgabenanteil für Grundnahrungsmittel steigt. Unter Konstanzhaltung der Pro-Kopf-Ausgaben hat eine Zunahme der Haushaltsgröße um eine Einheit einen Anstieg in den Pro-Kopf-Ausgaben für Grundnahrungsmittel von 8 % zur Folge. Zur Einsparung der Aufteilungs- und Überwachungskosten substituieren große Haushalte höherwertige Nahrungsmittel gegen Grundnahrungsmittel, wodurch es insgesamt zu sinkenden Ausgabenanteilen für Nahrungsmittel mit zunehmender Anzahl an Haushaltsmitgliedern kommt.

Tabelle 3-1: Hypothesen zur Erklärung des negativen Zusammenhangs zwischen Haushaltsgröße und Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel unter konstanten Pro-Kopf-Ausgaben

Autor/en	Hypothese	Methode	Daten	Ergebnis
Benin (1999)	Diseconomies of Scale in der Verteilung und Überwachung der Nahrungsmittelnachfrage	OLS-Regression der Budgetgleichung für Nahrungsmittel unter separater Berücksichtigung von Grundnahrungsmitteln	Haushaltsdaten für Ghana (GLSS3), Erhebung durch die Weltbank	Unter Konstanthaltung der Pro-Kopf-Ausgaben steigen mit zunehmender Haushaltsgröße die Ausgabenanteile für Grundnahrungsmittel. → Zur Einsparung von Aufteilungs- und Überwachungskosten substituieren große Haushalte höherwertige Nahrungsmittel durch Grundnahrungsmittel.
Kochar (2000)	Endogenität des Arbeitsangebots	OLS-Regression der Budgetgleichung für Nahrungsmittel unter Berücksichtigung der demographischen Zusammensetzung und der wöchentlichen Arbeitszeit von Erwachsenen	Haushaltsdaten für Pakistan, Erhebung durch IFPRI	Insignifikanter Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel unter Berücksichtigung der wöchentlichen Arbeitszeit. → Der vorher ermittelte signifikante Zusammenhang beruht auf der Endogenität des Arbeitsangebots.
Gardes und Starzec (2000)	Fehlspezifikation der Haushaltsgröße	OLS-Regression der Ausgangsspezifikation nach Deaton und Paxson (1998) unter Einbeziehung der Äquivalenzzahl anstelle der Haushaltsgröße	Haushaltspanel für Polen	Negativer Einfluss der Haushaltsgröße verringert sich, bleibt aber dennoch schwach negativ. → Spezifikation der Haushaltsgröße durch die Äquivalenzzahl trägt nur teilweise zur Erklärung des negativen Zusammenhangs bei.

Autor/en	Hypothese	Methode	Daten	Ergebnis
Perali (2001)	Fehlspezifikation der logarithmierten Pro-Kopf-Ausgaben	Nicht-parametrische Analysen unter Einbeziehung der logarithmierten Ausgaben sowie der Wohlfahrtsverteilung	Haushaltsdaten für Kolumbien	Nicht-parametrische Engelkurven verdeutlichen, dass unter Einbeziehung der logarithmierten Ausgaben als auch durch die Verteilung der Wohlfahrt die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel bei zunehmender Haushaltsgröße steigen.
Horowitz (2002)	Erweiterung des theoretischen Modells auf den 3-Güter-Fall	Theoretische Erweiterung auf ein N-Güter-Modell	-	Im N-Güter-Modell steht der Zusammenhang zwischen den Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel und der Haushaltsgröße in Abhängigkeit zur komplementären Austauschbeziehung zwischen Nahrungsmittel und Wohnen.
Gibson (2002)	Messfehler in erinnerten Angaben zum Nahrungsmittelkonsum	Unabhängige OLS-Regressionen der Budgetgleichung für Nahrungsmittel unter Verwendung von erinnerten und täglich aufgezeichneten Verbrauchsdaten	Verbrauchsdaten aus Papua Neuguinea 1. Erinnernte Angaben des Haushaltsvorstands über den Nahrungsmittelkonsum der vergangenen zwei Wochen. 2. Täglich aufgezeichnete Angaben aller Haushaltsmitglieder über den Nahrungsmittelkonsum über zwei Wochen.	1. Unter erinnerten Angaben zeigt die Haushaltsgröße einen signifikant negativen Einfluss auf die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel. 2. Unter täglich aufgezeichneten Angaben zeigt sich ein insignifikanter Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel. ➔ Erinnernte Angaben enthalten Messfehler, die positiv mit der Haushaltsgröße korrelieren.

Autor/en	Hypothese	Methode	Daten	Ergebnis
Gibson (2003)	Messfehler in den erinnerten Angaben zum Nahrungsmittelkonsum	OLS- und IV-Regression unter Einbeziehung eines Interaktionsterms zwischen einer Dummy-Variablen, die die Unterschiede in der Datenerhebung anzeigt und der Haushaltsgröße sowie den Pro-Kopf-Ausgaben	1. Wenig detaillierter versus detaillierter Fragebogen in Indonesien 2. Wenig intensive versus intensive Befragung durch Interviewer in Kambodscha	Das Erhebungsdesign der Daten zeigt einen signifikanten Einfluss auf den zu schätzenden Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und den Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel. → Erinnernte Angaben zum Nahrungsmittelkonsum verfügen über Messfehler, die positiv mit der Haushaltsgröße korrelieren.
Abdulai (2003)	Direkte Economies of Scale	OLS-Regression der Haushaltsgröße auf die qualitätsangepassten Ausgaben pro Einheit	Haushaltsdaten für die Schweiz, Erhebung durch das Bundesamt für Statistik, Schweiz	Signifikant negativer Einfluss der Haushaltsgröße auf die qualitätsangepassten Ausgaben pro Einheit. → Große Haushalte konsumieren zu geringeren Durchschnittskosten.
Gan und Vernon (2003)	Zweifel am theoretischen Modell	1. OLS-Regression unter Einbeziehung des Verhältnisses aus den Ausgaben für Nahrungsmittel zu den Ausgaben für Nahrungsmittel zuzüglich der Ausgaben für ein öffentlicheres Gut 2. OLS-Regression der Budgetgleichung für Nahrungsmittel für unterschiedliche Einkommensquartile innerhalb eines Landes	Haushaltsdaten für 1. USA (CEX) 2. Südafrika 3. Russland (RLMS)	1. Mit zunehmender Haushaltsgröße steigt das aufgewendete Budget für Nahrungsmittel im Vergleich zum aufgewendeten Budget für ein öffentlicheres Gut. 2. Für die unteren Einkommensquartile zeigt sich eine größere Elastizität des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel.

Autor/en	Hypothese	Methode	Daten	Ergebnis
Crossely und Lu (2004)	Steigende Erträge in der Haushaltsproduktion	Erweiterung des theoretischen Modells um die Zubereitungszeit von Nahrungsmitteln; Nicht-parametrische und parametrische Analysemethoden	1. Verbrauchsdaten für Kanada (FOODEX) 2. Zeitverwendungsdaten für Kanada (CGSS)	1. Haushalte substituieren mit zunehmender Mitgliederzahl zubereitete Nahrungsmittel durch unzubereitete Nahrungsmittel. 2. Mit zunehmender Haushaltsgröße steigt die Pro-Kopf-Zubereitungszeit für Nahrungsmittel.
Vernon (2004)	Steigende Erträge in der Haushaltsproduktion	Spline Regression unterschiedlicher Haushaltscharakteristika auf die Ausgaben für Nahrungsmittel und auf die aufgewendete Zubereitungszeit für Nahrungsmittel	Verbrauchs- und Zeitverwendungsdaten für Russland (RLMS), Erhebung durch die University of North Carolina	Eine Verdopplung der Haushaltsgröße führt zu einer Abnahme der Nahrungsmittelausgaben um 30 % und zu einer Reduktion der aufgewendeten Zubereitungszeit um 75 %. ➔ Mit zunehmender Mitgliederzahl substituieren Haushalte in der Zubereitung zeitarme durch zeitintensive Nahrungsmittel.

Quelle: Eigene Zusammenstellung

Demgegenüber argumentiert Kochar (2000) in ihrer Untersuchung, dass die Nicht-Trennbarkeit der Präferenzen für Nahrungsmittel, Freizeit und öffentliche Güter eine wesentliche Bedeutung in der Erklärung des negativen Zusammenhangs zwischen Haushaltsgröße und Nahrungsmittelbudget einnimmt. Hierbei kommt es durch einen Anstieg der Haushaltsgröße nicht allein zu einer Veränderung des Preises öffentlicher Güter, sondern auch zu einer Beeinflussung des Preises anderer Güter, insbesondere zu einer Beeinflussung des Preises von Freizeit. Jede Reduktion der Lohnrate infolge einer zunehmenden Haushaltsgröße führt zu einem Einkommensrückgang und damit auch zu einer Abnahme der Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel. Modelle, die einen positiven Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und Nahrungsmittelbudget vorhersagen, vernachlässigen diesen Aspekt aufgrund fehlender Berücksichtigung der Endogenität des Arbeitsangebots. Zur Prüfung ihrer Hypothese wiederholt Kochar die Regressionsschätzungen von Deaton und Paxson (1998) unter Einbeziehung der demographischen Zusammensetzung sowie der Arbeitszeit männlicher und weiblicher Erwachsener von Haushalten in Pakistan. Die Ergebnisse zeigen, dass der negative Einfluss der Haushaltsgröße nicht unabhängig von der Zusammensetzung des Haushalts erscheint. Unter separater Berücksichtigung der Anzahl männlicher und weiblicher Erwachsener zeigt sich ein positiver Koeffizient für die Haushaltsgröße. Dieser unterschiedliche Effekt der Haushaltsgröße, der sich in Abhängigkeit zur demographischen Zusammensetzung des Haushalts zeigt, ist konsistent mit Modellen der Endogenität des Arbeitsangebots. Zur Berücksichtigung der Endogenität bezieht Kochar durch Instrumentalvariablen zusätzlich die wöchentliche Arbeitszeit männlicher und weiblicher Erwachsener in die Regression mit ein. Hierdurch wird geprüft, ob die Haushaltsgröße die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel über ihren Effekt auf die Lohnraten beeinflusst. Der hier ermittelte insignifikante Einfluss bestätigt, dass der vorherige signifikant negative Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und Nahrungsmittelbudget für Pakistan auf dem endogenen Angebot an Arbeitszeit beruht.

Unter Verwendung von Paneldaten bestätigen Gardes und Starzec (2000) den negativen Einfluss der Haushaltsgröße auf die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel im Konsum polnischer Haushalte. Sie ersetzen die Haushaltsgröße durch die entspre-

chende Äquivalenzzahl des Haushalts und berücksichtigen ebenfalls die Änderung der Haushaltsstruktur über die Zeit. Die Ergebnisse zeigen, dass der signifikant negative Effekt zwar deutlich geringer, aber weiterhin schwach negativ bleibt. Gardes und Starzec schlussfolgern, dass die Fehlspezifikation der Haushaltsgröße in den parametrischen Analysen nur eine Teilerklärung des negativen Zusammenhangs abbildet.

Demgegenüber geht Perali (2001) von einer Fehlspezifikation der logarithmierten Pro-Kopf-Gesamtausgaben aus. Er ersetzt diese einerseits durch die logarithmierten Ausgaben als auch durch die Verteilung der Wohlfahrt definiert als Funktion des Äquivalenzeinkommens. Die Engelkurven nicht-parametrischer Analysen verdeutlichen, dass diese sich mit zunehmender Haushaltsgröße nach oben verlagern und damit die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel zunehmen.

Die Hypothese möglicher Messfehler in den erinnerten Angaben zum Nahrungsmittelkonsum prüft Gibson (2002) als Erklärung für den widersprüchlichen Zusammenhang. Mit steigender Haushaltsgröße wird es für den befragten Haushaltsvorstand zunehmend schwieriger, exakte Angaben zum Nahrungsmittelkonsum infolge einer steigenden Anzahl an Transaktionen zu machen. Aufgrund dessen schätzt Gibson die Budgetgleichung für Nahrungsmittel anhand von täglich aufgezeichneten Verbrauchsdaten jedes einzelnen Haushaltsmitglieds im Vergleich zu erinnerten Angaben des Haushaltsvorstands stellvertretend für alle Haushaltsmitglieder über einen Erhebungszeitraum von zwei Wochen. Als Ergebnis zeigt sich, dass unter Verwendung der erinnerten Angaben die Haushaltsgröße einen signifikant negativen Einfluss auf den Ausgabenanteil für Nahrungsmittel ausübt. Dadurch erfolgt eine Bestätigung der Ergebnisse von Deaton und Paxson (1998). Demgegenüber ergibt sich kein signifikanter Einfluss der Haushaltsgröße unter Einbeziehung der täglich aufgezeichneten Verbrauchsdaten. Ein Vergleich der beiden Erhebungsmethoden verdeutlicht, dass unter erinnerten Angaben ein Anstieg der logarithmierten Haushaltsgröße um eine Einheit eine Abnahme des aufgewendeten Nahrungsmittelbudgets um fünf Prozentpunkte mehr als unter täglich aufgezeichneten Verbrauchsdaten zur Folge hat. Daraus schlussfolgert Gibson, dass die Erhebung von Daten anhand der Erinnerungsmethode Messfehler beinhaltet, die positiv mit der Haushaltsgröße korrelieren.

Eine erneute Prüfung dieser Hypothese führt Gibson (2003) unter Verwendung unterschiedlicher Datensätze für Indonesien und Kambodscha durch. Hierbei weicht die Befragung der indonesischen Haushalte in der Ausführlichkeit des Fragebogens voneinander ab. Eine Gruppe an Haushalten berichtet über ihre Ausgaben anhand eines kurzen, wenig detaillierten Fragebogens, während die Ausgaben einer anderen Gruppe durch einen längeren, ausführlichen Fragebogen abgefragt werden. Erste deskriptive Statistiken zeigen, dass sowohl die Gesamtausgaben als auch der Ausgabenanteil für Nahrungsmittel des wenig detaillierten Fragebogens unterhalb der Angaben des ausführlichen Fragebogens liegen. Die Datenerhebung der Haushalte in Kambodscha unterscheidet sich in der Intensität der Befragung durch die Interviewer. Gibson fügt Interaktionsterme zwischen der Haushaltsgröße und einer Dummy-Variablen, die die Unterschiede in der Datenerhebung anzeigt, sowie zwischen den Pro-Kopf-Ausgaben und der Dummy-Variable in die zu schätzende Budgetgleichung ein. Als Ergebnis zeigt sich, dass das Erhebungsdesign der Daten einen signifikanten Einfluss auf den zu schätzenden Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel ausübt. Unter Verwendung der Daten des ausführlichen Fragebogens zeigt sich beispielsweise der negative Einfluss der Haushaltsgröße auf die Nahrungsmittelausgaben stark abgeschwächt. Daraus interpretiert Gibson, dass die Angaben zum Nahrungsmittelkonsum über Messfehler verfügen, die in der Erklärung des unerwarteten negativen Zusammenhangs berücksichtigt werden sollten.

Den Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und aufgewendetem Nahrungsmittelbudget untersucht Abdulai (2003) anhand von Haushaltsdaten für die Schweiz. Als Erklärung des auch hier ermittelten negativen Einflusses der Haushaltsgröße erfolgt die Prüfung der Hypothese der direkten Economies of Scale. Unter der Annahme, dass große Haushalte die Möglichkeit haben, Vorteile aus Mengenrabatten beim Kauf von Großverpackungen oder aus Sonderverkaufsaktionen beim Kauf mehrerer Verpackungen zu erzielen, können die Ausgabenanteile für Nahrungsmittel trotz steigender Nachfragemengen sinken. In der Regression der qualitätsangepassten Ausgaben pro Einheit auf unterschiedliche Haushaltscharakteristika zeigt sich ein signifikant negativer geschätzter Koeffizient für die Haushaltsgröße, wodurch große Haushalte weniger pro Einheit zahlen. Damit sinkt der Ausgabenanteil für Nah-

rungsmittel bei steigender Anzahl Haushaltsmitglieder trotz zunehmender Nachfragemengen an Nahrungsmitteln, worüber sich der negative Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und aufgewendeten Nahrungsmittelbudget erklärt.

Als weitere Erklärung argumentieren Gan und Vernon (2003), dass jegliche Diskrepanz zwischen theoretischem Modell und empirischer Evidenz Zweifel am Modell entstehen lassen. Sie merken an, dass die bisher ermittelte empirische Evidenz in kritischer Abhängigkeit zu den relativen Größenvorteilen von Nahrungsmitteln und Wohnen steht. Deaton und Paxson nehmen an, dass Nahrungsmittel privater als alle anderen Güter seien ($\sigma_f < \sigma_h$). Diese Annahme kann allerdings unter Berücksichtigung von Nahrungsmitteln und Nicht-Nahrungsmitteln innerhalb des theoretischen Modells aus zwei Gründen möglicherweise nicht erfüllt werden: Erstens kann der Konsum von Nicht-Nahrungsmitteln privatere Güter als Nahrungsmittel wie beispielsweise Kleidung oder Transport beinhalten. Und zweitens verfügen Nahrungsmittel aufgrund ihrer Zubereitung über eine öffentliche Komponente. Gan und Vernon erklären, den Annahmen des Barten-Modells präziser zu folgen und analysieren den Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und Nahrungsmittelbudget anhand des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel, definiert als Verhältnis aus den Ausgaben für Nahrungsmittel zu den Ausgaben für Nahrungsmittel plus den Ausgaben für ein Gut, welches einem öffentlicheren Charakter unterliegt als Nahrungsmittel selber. Die Ergebnisse zeigen, dass mit zunehmender Haushaltsgröße das Budget für Nahrungsmittel im Vergleich zum Budget des öffentlicheren Gutes ansteigt und im Vergleich zum Budget eines Gutes, welches einem privateren Charakter als Nahrungsmittel unterliegt, abnimmt.

In Bezug auf das ebenso unerwartete Ergebnis des besonders ausgeprägten negativen Einflusses der Haushaltsgröße auf die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel in den ärmsten Ländern erklären Gan und Vernon, dass sie die Annahme einer identischen Nutzenfunktion zur Analyse des Zusammenhangs zwischen Haushaltsgröße und Nahrungsmittelbudget über unterschiedliche Länder für unwahrscheinlich halten. Um zu prüfen, ob in ärmeren Haushalten die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel tatsächlich stärker aufgrund einer zunehmenden Anzahl Haushaltsmitglieder zurück-

gehen, schätzen sie das Modell für Haushalte unterschiedlicher Einkommensquartile innerhalb eines Landes. Es zeigt sich, dass die Elastizität des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel unter Berücksichtigung der Haushaltsgröße tatsächlich für die unteren Einkommensquartile größer ist.

Diesbezüglich kommentieren Deaton und Paxson (2003), dass diese Ergebnisse nicht das eigentliche Problem lösen. Gan und Vernon würden lediglich zeigen, dass mit zunehmender Haushaltsgröße und konstanten Pro-Kopf-Ausgaben die Pro-Kopf-Ausgaben für Wohnen schneller sinken als die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel. Dieser Zusammenhang leiste jedoch keinen Beitrag zum ursprünglichen Problem, welches beinhaltet, dass große Haushalte, deren zunehmende Mitgliederzahl durch Konstanthaltung der Pro-Kopf-Ausgaben vollständig kompensiert wird und die die Möglichkeit haben, durch Größenvorteile im Bereich öffentlicher Güter ihre Wohlfahrt zu steigern, die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel reduzieren.

In einer jüngeren Untersuchung verfolgen Crossely und Lu (2004) den Ansatz der steigenden Erträge in der Haushaltsproduktion. Hierzu erweitern sie das theoretische Modell nach Barten (1964) um die Zubereitungszeit von Nahrungsmitteln und differenzieren dabei zwischen in der Zubereitung zeitintensiven und zeitarmen Nahrungsmitteln. Anhand von Verbrauchs- und Zeitverwendungsdaten kanadischer Haushalte überprüfen Crossely und Lu drei theoretische Implikationen dieses Ansatzes: 1. Mit zunehmender Mitgliederzahl substituieren Haushalte zubereitete Nahrungsmittel durch unzubereitete Nahrungsmittel. Unter der Annahme, dass der Preis zubereiteter Nahrungsmittel oberhalb des Preises unzubereiteter Nahrungsmittel liegt, kann diese Substitution zu sinkenden Pro-Kopf-Ausgaben trotz steigender Pro-Kopf-Mengen an Nahrungsmitteln führen. 2. Mit zunehmender Haushaltsgröße steigt die Zubereitungszeit pro Kopf für zeitintensive Nahrungsmittel. 3. Bei steigender Haushaltsgröße nehmen die Ausgabenanteile für unzubereitete Nahrungsmittel, unter Konstanthaltung des Gesamtbudgets für Nahrungsmittel, zu.

Unter Anwendung nicht-parametrischer und parametrischer Analysemethoden können die ersten beiden Hypothesen bestätigt werden. Im Warenkorb großer Haushalte zeigt sich eine signifikante Verschiebung von zubereiteten hin zu unzubereiteten,

zeitintensiven Nahrungsmitteln. Des Weiteren steigt die Pro-Kopf-Zubereitungszeit für Nahrungsmittel bei zunehmender Haushaltsgröße. Damit kann der negative Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und Pro-Kopf-Nahrungsmittelausgaben auf die Substitution zubereiteter durch unzubereitete Nahrungsmittel zurückgeführt werden. In der Überprüfung der letzten Hypothese ergibt sich jedoch kein signifikanter Zusammenhang. Unter Konstanthaltung der Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel zeigt sich mit zunehmender Haushaltsgröße kein signifikanter Anstieg der Pro-Kopf-Ausgaben für unzubereitete Nahrungsmittel. Dies führen Crossely und Lu darauf zurück, dass sich unzubereitete Nahrungsmittel erneut aus zeitintensiven und zeitarmeren Zutaten zusammensetzen und Haushalte mit zunehmender Mitgliederzahl auch hier wieder zeitintensive durch zeitarmer Nahrungsmittelbestandteile substituieren.

Vernon (2004) führt den negativen Einfluss der Haushaltsgröße ebenfalls auf die steigenden Erträge in der Haushaltsproduktion zurück. Unter der Voraussetzung, dass die Zubereitungszeit für Nahrungsmittel und die nachgefragten Nahrungsmittelbestandteile zu einem gewissen Grad substituierbar sind, beeinflusst die Haushaltsgröße sowohl den relativen Preis als auch die notwendige Zeit der Zubereitung einer Einheit an Nahrungsmitteln. Vernon fügt diesen Aspekt in ein Haushaltsproduktionsmodell ein. Demnach können große Haushalte durch die Substitution relativ teurer Nahrungsmittelbestandteile durch relativ günstigere Zubereitungszeit ein äquivalentes Konsumniveau zu geringeren Kosten erreichen. Unter Verwendung von Verbrauchs- und Zeitverwendungsdaten für Russland untersucht sie anhand einer Spline Regression analog zu Crossely und Lu (2004) ebenfalls den Einfluss der Haushaltsgröße auf die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel und auf die aufgewendete Zeit der Nahrungsmittelzubereitung. Als Ergebnis zeigt sich, dass eine Verdopplung der Haushaltsgröße von Haushalten mit zwei oder mehr Personen, unter Konstanthaltung des Arbeitseinkommens, des Nicht-Arbeitseinkommens und der Zusammensetzung des Haushalts, zu einer Abnahme der Nahrungsmittelausgaben um 30 % und zu einem Rückgang der Pro-Kopf-Zubereitungszeit um 75 % führt. Darüber hinaus bestätigt sie auch, dass Haushalte mit zunehmender Größe in der Zubereitung zeitarmer durch zeitintensive Nahrungsmittel substituieren.

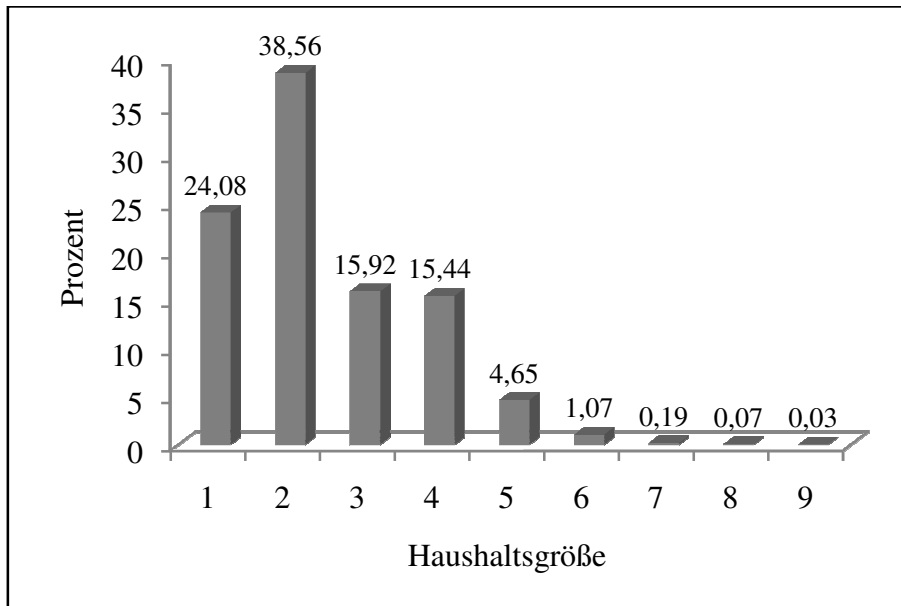
Aus dieser kontroversen Diskussion der verschiedenen Autoren wird deutlich, dass das Paradoxon zwischen Haushaltsgröße und Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel noch immer nicht hinreichend gelöst ist und hier weiterhin Erklärungsbedarf besteht. Insbesondere zeigt sich, dass aufgrund der sehr unterschiedlichen Haushalts- und Nachfragestrukturen in den verschiedenen Ländern unterschiedliche Erklärungsansätze für den Zusammenhang verantwortlich sein können. Nachfolgend wird der Einfluss der Haushaltsgröße auf die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel im Konsum deutscher Haushalte geprüft. Zur Erklärung des negativen Zusammenhangs werden die Hypothesen der Endogenität des Arbeitsangebots sowie der Einfluss direkter Economies of Scale untersucht.

3.4 Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 – das Haushaltsbuch

Die Analysen auftretender Economies of Scale im Konsum öffentlicher und privater Güter basieren ebenfalls auf der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003¹³. Hierbei liegen den Untersuchungen des Zusammenhangs zwischen der Haushaltsgröße und den Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel im Speziellen und für weitere private und öffentliche Güter im Allgemeinen als auch der Prüfung der Hypothese der Endogenität des Arbeitsangebots die Daten des Haushaltsbuches der EVS zugrunde. Die für diesen zweiten Erhebungsabschnitt vom Statistischen Bundesamt zur Verfügung gestellte 80 %-Unterstichprobe umfasst 42.731 Haushalte. Die durchschnittliche Haushaltsgröße liegt bei 2,43 mit einer Bandbreite von 1- bis 9-Personen-Haushalten. Abbildung 3-1 verdeutlicht die Verteilung der durchschnittlichen Haushaltsgröße.

¹³ Für eine Beschreibung des Erhebungsdesigns vgl. Kapitel 2.4.

Abbildung 3-1: Verteilung der Haushaltsgröße im Haushaltsbuch der EVS 2003



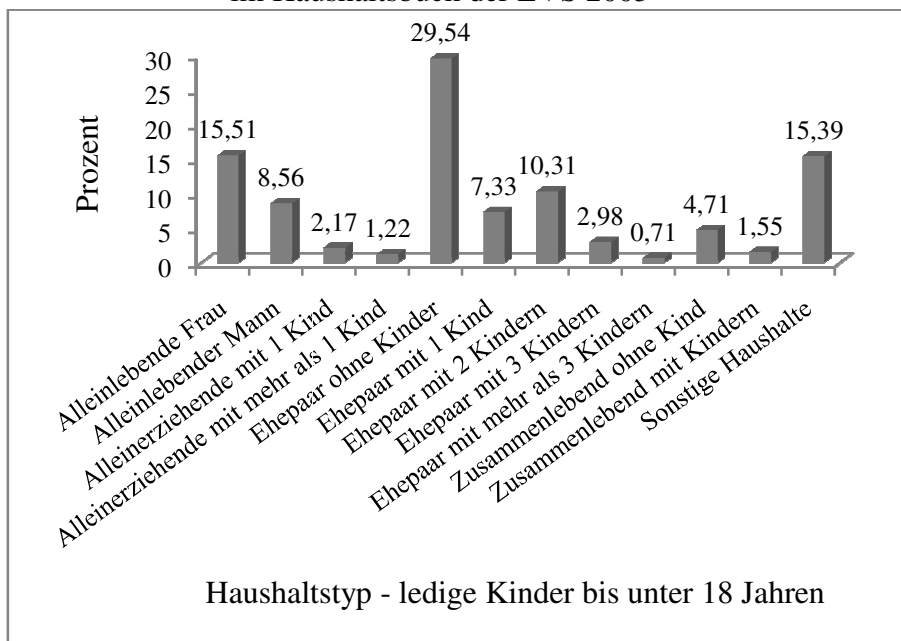
Quelle: Eigene Darstellung nach EVS 2003, Haushaltsbuch

Eine hohe Anzahl an Haushalten entfällt auf die 1- und 2-Personen-Haushalte. Mit 24 % und 38,6 % stellen sie über 60 % der Stichprobe dar. Jeweils ca. 15 % entfallen auf die 3- und 4-Personen-Haushalte. Lediglich 6 % nehmen Haushalte mit 5- und mehr Personen ein.

Die Verteilung der Haushalte auf die unterschiedlichen Haushaltstypen unter Berücksichtigung von Kindern unter 18 Jahren stellt Abbildung 3-2 dar. Den größten Anteil mit knapp 30 % nehmen die Ehepaare ohne Kinder ein. Jeweils ca. 15 % entfallen auf die Gruppe der alleinlebenden Frauen und der sonstigen Haushalte. Demgegenüber stellen lediglich 8,6 % der Haushalte alleinlebende Männer dar. Weitere 20 % entfallen auf Ehepaare mit Kindern, während Zusammenlebende mit Kindern nur 1,55 % einnehmen. Die Alleinerziehenden nehmen einen Anteil von 3,4 % ein.

Das durchschnittliche Haushaltsnettoeinkommen beträgt 3.476 € pro Monat. Die Verteilung des monatlichen Haushaltsnettoeinkommens über acht Einkommensklassen verdeutlicht Abbildung 3-3.

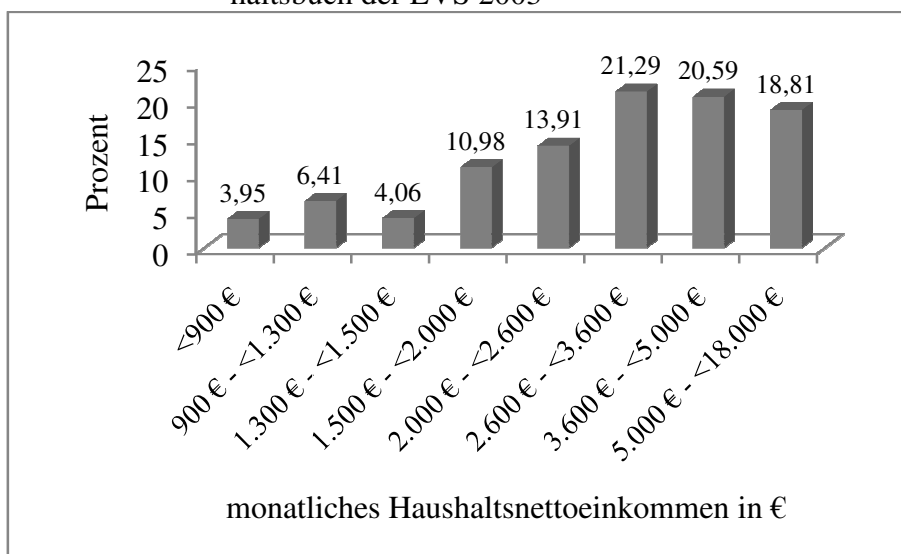
Abbildung 3-2: Verteilung der Haushaltstypen mit ledigen Kindern unter 18 Jahren im Haushaltsbuch der EVS 2003



Quelle: Eigene Darstellung nach EVS 2003, Haushaltsbuch

Lediglich 4 % verfügen über ein Einkommen unter 900 €. Zwischen 900 € und 2.600 € verdienen ca. ein Drittel der Haushalte. Jeweils ca. 20 % liegen in den drei höchsten der berücksichtigten Einkommensklassen.

Abbildung 3-3: Verteilung des monatlichen Haushaltsnettoeinkommens im Haushaltsbuch der EVS 2003



Quelle: Eigene Darstellung nach EVS 2003, Haushaltsbuch

Die Prüfung der Hypothese der direkten Economies of Scale infolge von Mengenrabatten basiert auf der 98 %-Unterstichprobe der teilnehmenden Haushalte am Feinaufzeichnungsheft. Die Analysen des Nachfrageverhaltens aus dem vorangegangenen Kapitel beruhen ebenfalls auf dieser Stichprobe. Für eine detaillierte Charakterisierung der Haushaltsstruktur wird daher auf Kapitel 2.4 verwiesen.

3.5 Methodik und Ergebnisse

Der Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und Pro-Kopf-Nahrungsmittelausgaben, unter Konstanthaltung der Pro-Kopf-Ausgaben, wird in der vorliegenden Arbeit anhand von nicht-parametrischen und parametrischen Analysemethoden untersucht. In einem ersten Schritt werden Engelkurven, die den Zusammenhang zwischen dem Ausgabenanteil für Nahrungsmittel und den Pro-Kopf-Ausgaben aufzeigen, für Haushalte unterschiedlicher Größe und unterschiedlicher Erwachsenen-Kinder-Zusammensetzungen mittels nicht-parametrischer Regression geschätzt. Ein Vergleich dieser Engelkurven zeigt, wie sich der Ausgabenanteil für Nahrungsmittel bei konstanten Pro-Kopf-Ausgaben für unterschiedliche Haushaltsgrößen verändert. Als wesentlicher Nachteil der nicht-parametrischen Analysen gilt jedoch die nur begrenzte Anzahl an Einflussvariablen, die berücksichtigt werden kann. Hierbei ist problematisch, dass der Ausgabenanteil für Nahrungsmittel durch weitere Faktoren wie beispielsweise die Alterszusammensetzung der Kinder, die Geschlechterzusammensetzung des Haushalts oder andere demographische Variablen beeinflusst werden kann. Unter der Annahme, dass diese Faktoren mit hoher Wahrscheinlichkeit systematisch mit der Haushaltsgröße zusammenhängen, besteht die Gefahr der Verwechslung von Skaleneffekten mit Effekten der Haushaltszusammensetzung. Aus diesem Grund werden in einem zweiten Schritt Engelkurven mittels parametrischer Regression geschätzt.

3.5.1 Nicht-parametrische Analysen

Zur Analyse der Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel von Haushalten unterschiedlicher Größe, unter Konstanthaltung der Pro-Kopf-Gesamtausgaben, wird zuerst anhand nicht-parametrischer Regression die folgende Ungleichung für zwei verschiedene Haushaltstypen i und j getestet:

$$E\left(\frac{p_f q_f}{n} \middle| i, \frac{x}{n}\right) > E\left(\frac{p_f q_f}{n} \middle| j, \frac{x}{n}\right), \quad (3.8)$$

wobei i und j zwei verschiedene Haushaltstypen definiert durch die Haushaltsgröße und die demographische Zusammensetzung, n die Haushaltsgröße definiert als Anzahl Haushaltsmitglieder, p_f den Preis und q_f die nachgefragte Menge an Nahrungsmitteln, $p_f q_f/n$ die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel und x die Gesamtausgaben des Haushalts abbilden. Ungleichung (3.8) kann ebenfalls in Form des Budgetanteils für Nahrungsmittel ausgedrückt werden, da der Budgetanteil für Nahrungsmittel dem Verhältnis aus Pro-Kopf-Nahrungsmittelausgaben zu den Pro-Kopf-Gesamtausgaben entspricht:

$$E\left(w_f \middle| i, \frac{x}{n}\right) > E\left(w_f \middle| j, \frac{x}{n}\right). \quad (3.9)$$

Zum Vergleich von Haushalten unterschiedlicher Größe, aber identischer Erwachsenen-Kinder-Zusammensetzung wird Ungleichung (3.9) direkt durch nicht-parametrische Regression des Budgetanteils für Nahrungsmittel auf die logarithmierten Pro-Kopf-Gesamtausgaben unter Verwendung der sogenannten lokal gewichteten Regressionsglättung (LOWESS) nach Cleveland (1979) angepasst. Im Gegensatz zu den nicht-parametrischen Analysen des vorangegangenen Kapitels zählt LOWESS zu den Nearest Neighbour Schätzungen und bezieht einen konstanten Anteil an Beobachtungen in die lokalen Regressionen ein. Hierbei wird an jeder Stelle x_i eine li-

near gewichtete Regression des logarithmierten Ausgabenanteils für Nahrungsmittel auf die logarithmierten Pro-Kopf-Ausgaben unter Einbeziehung von $K=an$ Nachbarn geschätzt. Dabei bestimmt sich der Schätzwert \hat{y}_i der abhängigen Variablen Y an der Stelle x_i , indem die einbezogenen Werte x_k der Variablen X derart gewichtet werden, dass die nahe bei dem ausgewählten x_i liegenden Werte eine größere Gewichtung erhalten als weiter entfernt liegende Werte:

$$w(x_k) = \left(1 - \left| \frac{x_i - x_k}{d_i} \right|^3 \right)^3, \quad (3.10)$$

wobei d_i den Abstand von x_i zum k -ten nächsten Nachbarpunkt abbildet. Für jeden festgelegten Bereich wird damit diejenige lineare Regressionsfunktion gesucht, die

$$\sum_{k=1}^n w(x_k) \cdot (y_k - b_0 - b_1 x_k)^2 \quad (3.11)$$

minimiert. Da bei der linearen Schätzung in den einzelnen Bereichen nur relativ wenige Beobachtungswerte einfließen, ist es möglich, dass die geschätzte Regressionsfunktion mehr oder weniger stark durch potentielle Ausreißer beeinflusst wird. Um gegen solche Ausreißer robuster geglättete \hat{y} -Werte zu erhalten, werden ausgehend von den Beobachtungswerten y_i und den geschätzten y -Werten \hat{y}_i die Residuen berechnet:

$$\hat{u}_i = y_i - \hat{y}_i. \quad (3.12)$$

Aus der nach der Größe geordneten Reihe der absoluten Residuen wird der Median

$$\mu = \text{median}|\hat{u}_i| \quad (3.13)$$

und mit diesem das Verhältnis

$$e_i = \frac{|\hat{u}_i|}{6\mu} = \frac{|\hat{u}_i|}{4\sigma} \quad (3.14)$$

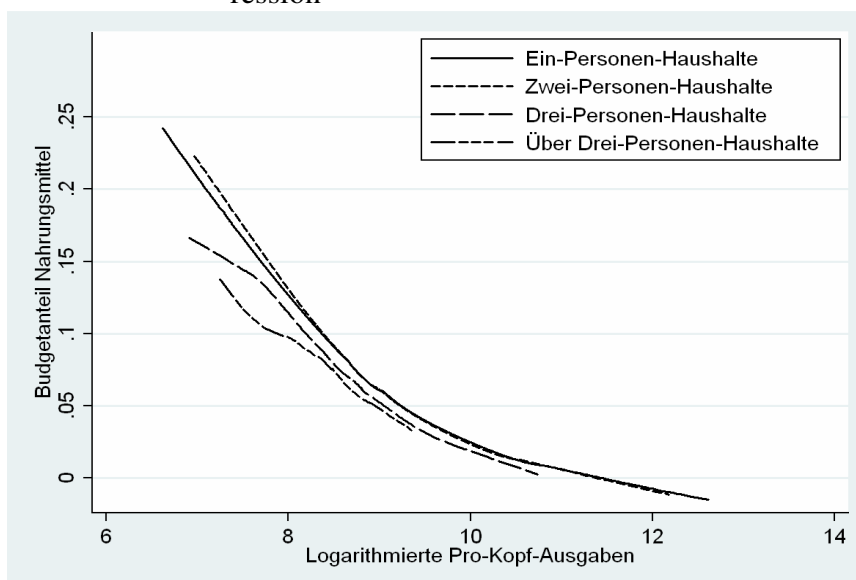
ermittelt¹⁴. Die Größe e_i bildet die Basis zur Bildung von sogenannten Robustheitsgewichten, wodurch Ausreißer eliminiert werden:

$$G(x_i) = \begin{cases} (1 - e_i^2)^2 & \text{für } |e_i| < 1 \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases} \quad (3.15)$$

Die Robustheitsgewichte, multipliziert mit den Nachbarschaftsgewichten, werden für erneute Schätzungen der linearen Regressionsfunktion innerhalb der einzelnen Bereiche verwendet (Härdle, 1990).

Die Abbildung 3-4 bis Abbildung 3-6 zeigen die Ergebnisse der nicht-parametrischen Regressionen. Die erste Abbildung stellt die nicht-parametrischen Schätzungen des bivariaten Zusammenhangs zwischen dem Ausgabenanteil für Nahrungsmittel und den logarithmierten Pro-Kopf-Gesamtausgaben für Haushalte ohne Kinder dar.

Abbildung 3-4: Engelkurven für Haushalte ohne Kinder – nicht-parametrische Regression



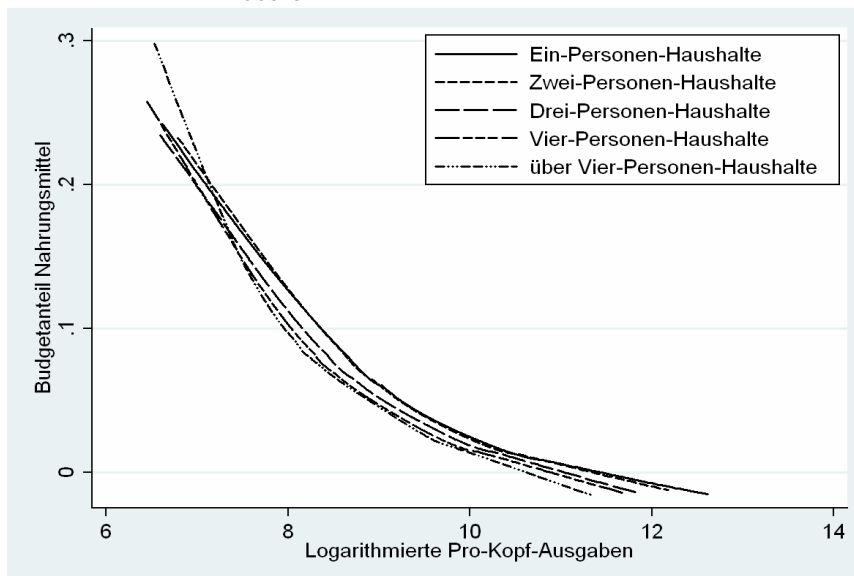
Quelle: Eigene Berechnungen

¹⁴ Unter der Voraussetzung normalverteilter Residuen ist 6μ eine Schätzung von 4σ , wobei σ die Standardabweichung der Grundgesamtheit ist.

Die negative Steigung der Engelkurven zeigt deutlich, dass mit zunehmenden Gesamtausgaben pro Kopf das aufgewendete Budget für Nahrungsmittel abnimmt. Des Weiteren sollen gemäß dem theoretischen Modell nach Barten (1964) die Ausgabenanteile für Nahrungsmittel und damit auch deren Pro-Kopf-Ausgaben, unter konstanten Gesamtausgaben pro Kopf, mit zunehmender Haushaltsgröße steigen. Während die Engelkurven der 1- und 2-Personen-Haushalte einen relativ äquivalenten Funktionsverlauf aufweisen, liegen die Engelkurven der entsprechend größeren Haushalte jedoch unterhalb der Engelkurven der 1- und 2-Personen-Haushalte. Mit zunehmender Haushaltsgröße verlagern sich die entsprechenden Engelkurven immer weiter zum Ursprung hin. Daraus resultiert, dass die Budgetanteile für Nahrungsmittel mit steigender Anzahl an Haushaltsmitgliedern sinken.

Unter Berücksichtigung aller Haushalte zeigt Abbildung 3-5 ein ähnliches Ergebnis auf. Unter Konstanthaltung der Pro-Kopf-Gesamtausgaben sinken auch hier die Ausgabenanteile für Nahrungsmittel mit zunehmender Haushaltsgröße.

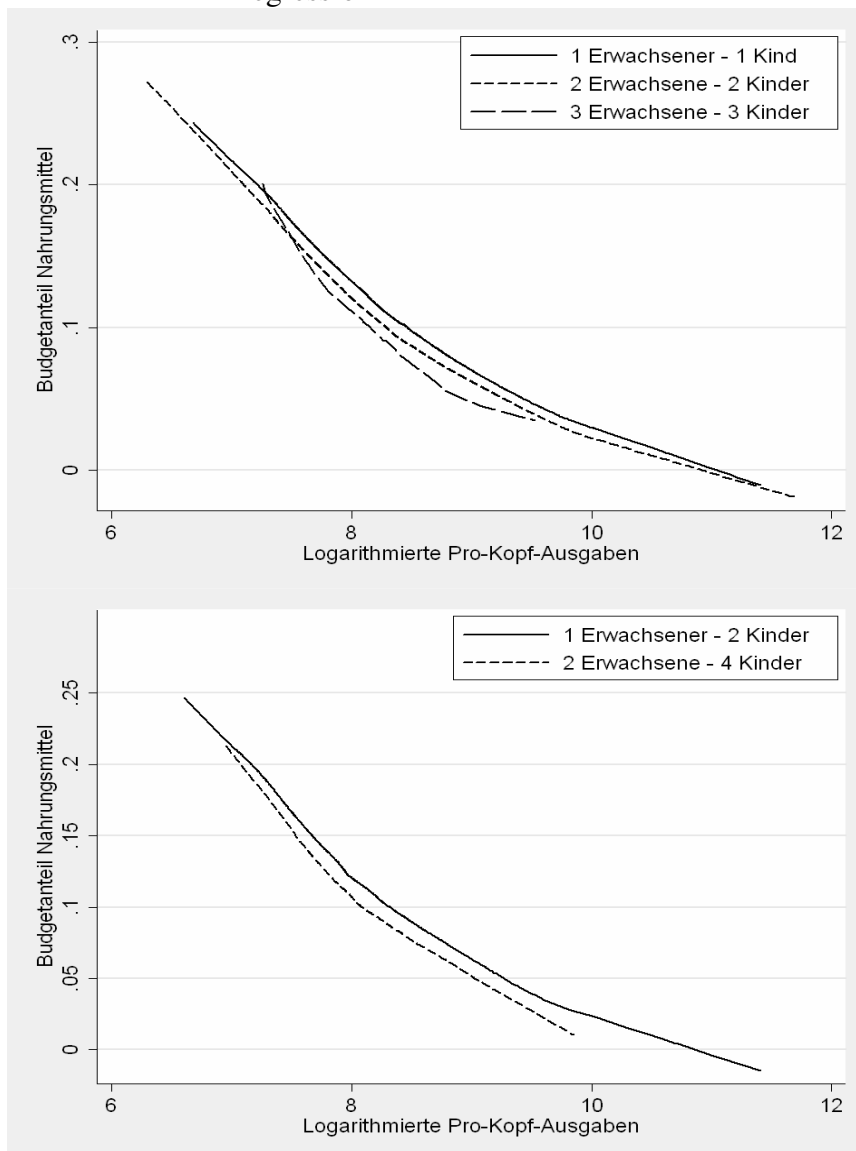
Abbildung 3-5: Engelkurven für Haushalte mit Kindern – nicht-parametrische Regression



Quelle: Eigene Berechnungen

Abbildung 3-6 stellt die Ergebnisse des bivariaten Zusammenhangs zwischen Budgetanteil für Nahrungsmittel und den logarithmierten Pro-Kopf-Ausgaben für spezifische Haushaltstypen dar.

Abbildung 3-6: Engelkurven für spezifische Haushaltstypen – nicht-parametrische Regression



Quelle: Eigene Berechnungen

Im oberen Teil der Abbildung sind die Engelkurven für Haushalte mit einem Erwachsenen und einem Kind und einer uniformen Zunahme um einen weiteren Er-

wachsenen und einem weiteren Kind abgebildet. Auch hier wird die Verschiebung der Engelkurve mit zunehmender Haushaltsgröße hin zum Ursprung deutlich. Diesen negativen Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und Ausgabenanteil für Nahrungsmittel, unter konstanten Pro-Kopf-Gesamtausgaben, bestätigen die Engelkurven im unteren Teil der Abbildung für Haushalte mit einem Erwachsenen und zwei Kindern im Vergleich zu Haushalten mit zwei Erwachsenen und vier Kindern erneut. Als Ergebnis der nicht-parametrischen Analysen sinken die Ausgabenanteile für Nahrungsmittel mit zunehmender Haushaltsgröße unter konstanten Pro-Kopf-Gesamtausgaben.

3.5.2 Parametrische Analysen

In den vorangegangenen nicht-parametrischen Analysen konnten keine weiteren Einflussfaktoren berücksichtigt werden, die den Ausgabenanteil für Nahrungsmittel beeinflussen und zugleich systematisch mit der Haushaltsgröße zusammenhängen. Aufgrund der variierenden Konsumbedürfnisse von Kindern und Erwachsenen, Frauen und Männern sowie erwerbstätigen und nicht erwerbstätigen Personen in einem Haushalt empfiehlt es sich jedoch, in nachfolgenden parametrischen Analysen diese Faktoren mit einzubeziehen. Unter Verwendung des Leser-Working-Modells wird der Ausgabenanteil für Nahrungsmittel auf die logarithmierten Pro-Kopf-Ausgaben und weitere demographische Einflussvariablen regressiert. Zur Abbildung des Einflusses der Haushaltsgröße unabhängig von den Einflüssen anderer Variablen wird ein zusätzlicher Parameter der Anzahl an Haushaltsmitgliedern in das Modell eingefügt (vgl. Deaton und Paxson, 1998, Abdulai, 2003). Die allgemeine Spezifikation des Modells lautet wie folgt.

$$w_f = \alpha + \beta \ln \left(\frac{x_i}{n_i} \right) + \gamma \ln n + \sum_{j=1}^{J-1} \delta_j \frac{n_j}{n} + \xi \cdot v + \varepsilon, \quad (3.16)$$

wobei w_f den Ausgabenanteil für Nahrungsmittel und n_j/n den Anteil an Personen in einem Haushalt beschreibt, der zu einer bestimmten Gruppe J ($j=1, \dots, J$) gehört.

Diese Spezifikation erlaubt es, die Größenelastizität unter Trennung des Einflusses der demographischen Zusammensetzung des Haushalts und des Einflusses der Haushaltsgröße zu berechnen. Der Vektor v umfasst weitere Einflussvariablen. Der Anteil erwerbstätiger Personen eines Haushalts geht als unabhängige Variable mit ein, um die Unterschiede in den Fahrtkosten, in den Kalorienbedürfnissen sowie im Bedarf haushälterischer Dienstleistungen zwischen Haushalten mit hohem Anteil an Erwerbstätigen und Haushalten mit geringem Anteil an Erwerbstätigen abzubilden. Darüber hinaus erfasst der Vektor v gleichsam die Region, in der der Haushalt lebt sowie das Berichtsquartal. Tabelle 3-2 fasst die Definitionen und deskriptive Statistik der einbezogenen Variablen zusammen.

Die Schätzung der Koeffizienten in Gleichung (3.16) erfolgt mittels Kleinst-Quadrat-Methode. Die Regression wird mit einem Gewicht umgekehrt proportional zum Gewicht der Stichprobe geschätzt. Tabelle 3-3 zeigt die Ergebnisse der linear gewichteten Regression. Spalte 1 bildet die geschätzten Koeffizienten für alle Haushalte ab. Spalte 2 weist die geschätzten Koeffizienten für Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen aus¹⁵. Die Berechnung der t-Werte erfolgte nach White (1980) zur Berücksichtigung heteroskedastischer Verteilungen über den Querschnitt der Haushalte.

Die Ergebnisse der parametrischen Schätzungen zeigen ebenfalls einen signifikant negativen Einfluss der Haushaltsgröße auf den Ausgabenanteil für Nahrungsmittel. Damit sinkt das Budget für Nahrungsmittel mit zunehmender Haushaltsgröße, unter Konstanthaltung der Pro-Kopf-Gesamtausgaben.

Der Schätzer des Koeffizienten der logarithmierten Pro-Kopf-Gesamtausgaben ist negativ und signifikant von Null verschieden. Damit sinkt der Anteil an Nahrungsmittelausgaben mit steigenden Ausgaben pro Kopf. Dieser Zusammenhang spiegelt das Engelsche Gesetz wider (Deaton, 1997).

¹⁵ Die separate Betrachtung von allen Haushalten im Gegensatz zu Haushalten mit mehr als einem Erwachsenen erfolgt aufgrund des fast äquivalenten Funktionsverlaufs der Engelkurven für 1- und 2-Personen-Haushalte aus den nicht-parametrischen Analysen.

Tabelle 3-2: Definition und deskriptive Statistik der Variablen der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel

Variable	Mittelwert Std.ab.	Min Max
B_FHOME: Ausgabenanteil für Nahrungsmittel = Ausgaben für Nahrungsmittel [€] / Gesamtausgaben [€]	0,076 0,047	0 0,485
LNPCE: Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben = ln(Gesamtausgaben [€] / Haushaltsgröße)	8,680 0,658	6,298 12,611
LNHHSIZE: Logarithmierte Haushaltsgröße = ln(Haushaltsgröße)	0,756 0,519	0 2,197
FRAC_FEMA: Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt = Anzahl weiblicher Erwachsener / Haushaltsgröße	0,541 0,277	0 1
FRAC_CHILD: Anteil Kinder im Haushalt = Anzahl Kinder im Haushalt / Haushaltsgröße	0,185 0,239	0 0,889
FRAC_WORK: Anteil erwerbstätiger Personen im Haushalt = Anzahl erwerbstätiger Personen im Haushalt / Haushaltsgröße	0,440 0,385	0 1
HH_EDUC: Bildung des Haushaltsvorstands 1 = kein beruflicher Abschluss; 2 = sonstiger beruflicher Abschluss; 3 = Abschluss einer beruflichen Ausbildung; 4 = Abschluss einer Ausbildung an einer Fach-, Meister-, Technikerschule, Berufs- oder Fachakademie; 5 = Fachhochschulabschluss; 6 = Hochschulabschluss	3,998 1,259	1 6
NORTH: Regionsdummy Nord = 1, wenn der Haushalt in den nördlichen Bundesländern von Deutschland wohnt (Schleswig-Holstein, Hamburg, Bremen, Niedersachsen); 0 andernfalls	0,154 0,361	0 1
WEST: Regionsdummy West = 1, wenn der Haushalt in den westlichen Bundesländern von Deutschland wohnt (Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz, Saarland, Hessen); 0 andernfalls	0,364 0,481	0 1
EAST: Regionsdummy Ost = 1, wenn der Haushalt in den östlichen Bundesländern von Deutschland wohnt (Mecklenburg-Vorpommern, Brandenburg, Berlin-Ost, Berlin-West, Sachsen, Sachsen-Anhalt, Thüringen); 0 andernfalls	0,202 0,402	0 1
SOUTH: Regionsdummy Süd = 1, wenn der Haushalt in den südlichen Bundesländern von Deutschland wohnt (Baden-Württemberg, Bayern); 0 andernfalls	0,279 0,449	0 1
QUARTER1: Quartalsdummy 1 = 1, wenn der Haushalt im 1. Quartal 2003 Bericht erstattet hat; 0 andernfalls	0,244 0,429	0 1

Variable	Mittelwert Std.ab.	Min Max
QUARTER2: Quartalsdummy 2 = 1, wenn der Haushalt im 2. Quartal 2003 Bericht erstattet hat; 0 andernfalls	0,266 0,442	0 1
QUARTER3: Quartalsdummy 3 = 1, wenn der Haushalt im 3. Quartal 2003 Bericht erstattet hat; 0 andernfalls	0,247 0,431	0 1
QUARTER4: Quartalsdummy 4 = 1, wenn der Haushalt im 4. Quartal 2003 Bericht erstattet hat; 0 andernfalls	0,244 0,429	0 1

Quelle: Eigene Darstellung

Sowohl mit zunehmendem Anteil an weiblichen Haushaltsmitgliedern als auch mit steigendem Anteil an Kindern sinkt der Budgetanteil für Nahrungsmittel. Sowohl in der Schätzung für alle Haushalte als auch in der Regression für Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen sind die geschätzten Koeffizienten negativ und signifikant von Null verschieden. Dieser negative Einfluss ist auf den geringeren Kalorienbedarf von Frauen gegenüber Männern sowie Kindern gegenüber Erwachsenen zurückzuführen.

Der Anteil erwerbstätiger Personen in einem Haushalt hat signifikant negative Auswirkungen auf den Ausgabenanteil für Nahrungsmittel. Da die abhängige Variable die Ausgaben des Nahrungsmittelverzehr zu Hause umfasst, kann dieser negative Einfluss auf eine Zunahme der Ausgaben für Nahrungsmittel außer Haus zurückgeführt werden.

Die Bildung des Haupteinkommensbeziehers hat einen signifikant negativen Einfluss auf den Budgetanteil für Nahrungsmittel. Ein höheres Bildungsniveau ist in der Regel mit einem höheren Einkommen verbunden, womit mit zunehmender Bildung die Ausgabenanteile für Nahrungsmittel sinken. Auch hier finden wir das Engelsche Gesetz erneut bestätigt.

Tabelle 3-3: Ergebnisse der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel

Variable	A. Alle Haushalte	B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen
	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)
KONSTANTE	54,775*** (156,09)	56,619*** (129,16)
LNPCE: Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben	-5,197*** (-130,54)	-5,305*** (-113,17)
LNHHSIZE: Logarithmierte Haushaltsgröße	-0,697*** (-11,99)	-1,767*** (-7,67)
FRAC_FEMA: Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	-0,141** (-2,10)	-0,612*** (-4,96)
FRAC_CHILD: Anteil Kinder	-2,015*** (-16,80)	-1,182*** (-3,59)
FRAC_WORK: Anteil erwerbstätiger Personen im Haushalt	-1,460*** (-35,39)	-1,245*** (-24,90)
HH_EDUC: Bildung des Haushaltsvorstands	-0,063*** (-4,68)	-0,035** (-2,36)
NORTH: Regionsdummy Nord	0,291*** (5,26)	0,259*** (4,35)
SOUTH: Regionsdummy Süd	-0,085* (-1,80)	0,011 (0,21)
WEST: Regionsdummy West	0,329*** (7,07)	0,367*** (7,24)
QUARTER1: Quartalsdummy 1	-0,677*** (-15,69)	-0,688*** (-14,72)
QUARTER2: Quartalsdummy 2	-0,111*** (-2,57)	-0,092* (-1,93)
QUARTER3: Quartalsdummy 3	-0,404*** (-9,22)	-0,475*** (-9,93)
R ²	0,5523	0,5631
Stichprobengröße	41.738	29.730

***, **, * signifikant auf dem 1 %, 5 % bzw. 10 % Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Die binären exogenen Regionsvariablen bilden regionale Unterschiede in den Ausgabenanteilen für Nahrungsmittel ab. Während in den nördlichen und westlichen

Bundesländern von Deutschland ein höherer Budgetanteil für Nahrungsmittel im Vergleich zur östlichen Region aufgewendet wird, wird in Bayern und Baden-Württemberg ein geringerer Anteil für die Nahrung ausgegeben. Dieser schwach signifikant negative Einfluss der südlichen Dummyvariablen wird in der Regression für Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen positiv und insignifikant.

Als weitere binäre Variablen sind die Unterschiede in den Aufwendungen für Nahrungsmittel in Abhängigkeit zum Jahresverlauf eingegangen. Innerhalb der ersten drei Quartale eines Jahres wird ein signifikant geringerer Ausgabenanteil für Nahrungsmittel im Vergleich zum vierten Quartal aufgewendet. Dies ist auf die erhöhten Ausgaben für Nahrungsmittel in der Weihnachtszeit zurückzuführen.

Bei der linear gewichteten Berechnung des Leser-Working-Modells tritt jedoch das Problem möglicher Messfehler in den Pro-Kopf-Gesamtausgaben (x_i/n) auf. Normalerweise ist die Verzerrung des Schätzers von β aufgrund von Messfehlern in x_i/n durch den Fehlerterm gegen Null gerichtet. Da jedoch der Budgetanteil für Nahrungsmittel und die Gesamtausgaben je Haushaltsmitglied aus der gleichen Ausgabeninformation stammen, kann von einer Korrelation zwischen den Standardfehlern in w_i und x_i/n ausgegangen werden. Demgegenüber ist die Variable der Haushaltsgröße n weniger anfällig für Messfehler. Damit sind die tatsächlichen Variablen von w_i und x_i mit ihren Standardfehlern gegeben durch:

$$\tilde{w}_i = w_i + \varepsilon_{1i} \quad \text{und} \quad \tilde{x}_i = x_i + \varepsilon_{2i}, \quad (3.17)$$

wobei ε_{1i} und ε_{2i} die Fehlerterme des Budgetanteils für Nahrungsmittel und der Gesamtausgaben darstellen. Die Fehlerterme haben einen Mittelwert von Null und sind über alle Haushalte normalverteilt. Die Korrelation zwischen ε_{1i} und ε_{2i} kann positiv oder negativ sein. Dies ist abhängig von dem Ausmaß der Messfehler in den Ausgaben für Nahrungsmittel und Nicht-Nahrungsmittel und welche Bedeutung die jeweiligen Ausgaben innerhalb der Gesamtausgaben aufweisen. In diesem Fall ist es nicht möglich, die Richtung der Verzerrung des Schätzers von β zu bestimmen.

Die Regression anhand von Instrumentalvariablen bildet einen geeigneten Ansatz zur Handhabung von Messfehlern. Da das Haushaltsnettoeinkommen mit den Gesamtausgaben hoch korreliert, jedoch unabhängig von diesen gemessen wird, bildet das Einkommen ein geeignetes Instrument für die Gesamtausgaben. Daher geht nachfolgend das Pro-Kopf-Einkommen als Instrumentvariablenschätzer für die Gesamtausgaben je Haushaltsmitglied ein. Ein weiterer Vorteil des Einkommens als Instrumentalvariable für die Gesamtausgaben bildet die damit einbezogene Endogenität des Konsums relativ zum Einkommen.

Darüber hinaus berichten vorangegangene Studien von einer möglichen Fehlspezifikation in der Angabe des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel zu den Pro-Kopf-Ausgaben begründet durch die hohe Korrelation zwischen Haushaltsgröße und Ausgaben pro Kopf. Diesbezüglich wurde in der Schätzung des Leser-Working-Modells eine Fourier Flexible Form angewendet, um den Verlauf der Engelkurve flexibler zu formulieren. Die Fourier Flexible Form bezieht neben der linearen ebenfalls die quadratische Spezifikation der Pro-Kopf-Ausgaben $((x/n)^2)$ sowie die trigonometrischen Formen $\sin[j \ln(x/n)]$ und $\cos[j \ln(x/n)]$ mit $j=1, 2, 3$ ein. Eine Überprüfung der Korrelation zwischen Haushaltsgröße und Pro-Kopf-Ausgaben im vorliegenden Datensatz zeigt hingegen kaum einen Zusammenhang der beiden Variablen. Dennoch wird zur vollständigen Vergleichbarkeit der Ergebnisse Gleichung (3.16) ebenfalls anhand der Fourier Flexible Form geschätzt.

Zur besseren Übersicht fasst Tabelle 3-4 ausschließlich die geschätzten Koeffizienten der logarithmierten Haushaltsgröße für die drei angewendeten Schätzmethoden zusammen¹⁶.

Der obere Abschnitt umfasst die Ergebnisse der Regressionen für alle Haushalte, während der untere Abschnitt die Schätzer der Koeffizienten für Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen abbildet. Die geschätzten Koeffizienten der Haushaltsgröße zeigen über alle Regressionen unabhängig von den unterschiedlichen Schätzmethoden sowie unabhängig von der Differenzierung zwischen allen Haushalten und

¹⁶ Die geschätzten Koeffizienten der vollständigen Regressionen sind in Anhang 8-11 bis Anhang 8-12 abgebildet.

Haushalten mit mehr als einem Erwachsenen einen signifikant negativen Einfluss auf die Ausgabenanteile für Nahrungsmittel. Damit sinken die Ausgabenanteile für Nahrungsmittel mit steigender Anzahl Haushaltsmitglieder unter konstanten Pro-Kopf-Gesamtausgaben.

Tabelle 3-4: Geschätzte Koeffizienten der logarithmierten Haushaltsgröße der Regressionen des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel

A. Alle Haushalte		
	Geschätzter Koeffizient [#]	t-Wert nach White
Linear	-0,697***	(-11,99)
Fourier	-0,373***	(-6,77)
Instrumentalvariable	-0,715***	(-12,24)
B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen		
Linear	-1,767***	(-7,67)
Fourier	-2,468***	(-11,01)
Instrumentalvariable	-2,007***	(-8,75)

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Im Folgenden wird die zweite Hypothese des theoretischen Modells nach Barten (1964) geprüft. Demzufolge sinken die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel und damit auch deren Ausgabenanteil durch die Substitution eines Erwachsenen durch ein Kind, unter Konstanthaltung der Gesamtausgaben je Haushaltsmitglied und der Haushaltsgröße. Hierzu fließt das Verhältnis der Anzahl an Kindern in zwei Altersgruppen zur Haushaltsgröße in das Leser-Working-Modell mit ein. Tabelle 3-5 zeigt die geschätzten Koeffizienten der entsprechenden Kinderanteile von 0 bis 5 Jahre sowie von 6 bis 18 Jahre für alle Haushalte im oberen Abschnitt und für Haushalte

mit mehr als einem Erwachsenen im unteren Abschnitt¹⁷. Unabhängig von der Schätzmethode zeigen alle geschätzten Koeffizienten einen signifikant negativen Einfluss, wodurch die Substitution eines Erwachsenen durch ein Kind die Ausgabenanteile für Nahrungsmittel reduzieren. Damit wird die zweite Hypothese des Barten-Modells bestätigt. Im Vergleich zu dem zur Theorie konträren empirischen Zusammenhangs zwischen Haushaltsgröße und Budgetanteil für Nahrungsmittel lässt sich dieses Ergebnis, unter Berücksichtigung der fixen Kosten von Erwachsenen und Kindern, plausibel erklären. Kinder essen weniger als Erwachsene, wodurch eine Substitution eines Erwachsenen durch ein Kind zu zusätzlich verfügbaren Ressourcen führt. Durch die hohen Fixkosten von Kindern in Deutschland wird der negative Effekt einer solchen Substitution jedoch nicht kompensiert, sondern möglicherweise sogar verstärkt. Dies führt zu einer Reduktion der Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel.

Tabelle 3-5: Geschätzte Koeffizienten der Anteile an Kindern in zwei Altersklassen der Regressionen des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel

A. Alle Haushalte		
	Kinder (0-5 Jahre)	Kinder (6-18 Jahre)
	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)
Linear	-3,600*** (-23,06)	-1,720*** (-15,43)
Fourier	-4,825*** (-32,95)	-2,586*** (-24,11)
Instrumentalvariable	-3,996*** (-25,28)	-2,016*** (-17,83)
B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen		
Linear	-3,189*** (-18,76)	-1,133*** (-7,92)
Fourier	-3,852*** (-24,11)	-1,324*** (-9,62)
Instrumentalvariable	-3,501*** (-20,38)	-1,273*** (-8,85)

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

¹⁷ Die geschätzten Koeffizienten der vollständigen Regressionen sind in Anhang 8-13 bis Anhang 8-15 dargestellt.

Der Fokus des vorangegangenen Abschnitts lag ausschließlich auf der Analyse des Zusammenhangs zwischen Haushaltsgröße und Ausgabenanteil für Nahrungsmittel, unter Konstanthaltung der Pro-Kopf-Gesamtausgaben. Unter Einbeziehung des Ergebnisses, dass Haushalte jedoch ihren Nahrungsmittelkonsum zugunsten anderer Güter substituieren und damit das aufgewendete Budget für Nahrungsmittel sinkt, müssen die Ausgabenanteile für andere Güter steigen. Ziel des nachfolgenden Abschnitts bildet die Analyse, wie sich das Budget für andere Güter bei zunehmender Haushaltsgröße verändert. Dafür werden die Parameter der Gleichung (3.16) anhand der Budgetanteile der unterschiedlichen Gütergruppen Kleidung/Schuhe, Alkohol/Tabak, Unterhaltung, Möbel/Innenausstattung sowie Miete geschätzt. Ebenso wird geprüft, wie sich die Ausgaben für den Nahrungsmittelverzehr außer Haus mit zunehmender Haushaltsgröße verändern. Zusammengefasst nehmen diese Gütergruppen, Nahrungsmittel eingeschlossen, einen Ausgabenanteil von 44,6 % an den Gesamtausgaben ein. Tabelle 3-6 stellt die Definitionen und deskriptiven Statistiken der unterschiedlichen abhängigen Variablen dar.

Tabelle 3-7 fasst die Schätzer der Koeffizienten der logarithmierten Haushaltsgröße aus den unterschiedlichen linear gewichteten Budgetregressionen zusammen¹⁸. Spalte A und B unterscheiden sich in der bereits in vorherigen Analysen vorgenommenen Differenzierung zwischen allen Haushalten und Haushalten mit mehr als einem Erwachsenen.

Die Ausgabenanteile für Nahrungsmittel unabhängig davon, ob für den Verzehr zu Hause oder für den Verzehr außer Haus aufgewendet, sinken mit zunehmender Anzahl an Haushaltsmitgliedern unter konstanten Pro-Kopf-Gesamtausgaben. Der Außer-Haus-Verzehr verfügt jedoch über eine hohe Dienstleistungskomponente, wodurch für Haushalte mit zunehmender Mitgliederzahl Anreize bestehen, dieses durch die Zubereitung von Nahrungsmitteln zu Hause zu ersetzen. Die Ergebnisse zeigen jedoch, dass der negative Einfluss der Haushaltsgröße auf den Anteil der Gesamtausgaben für Nahrungsmittel nicht auf eine Reduktion des Budgets für den Außer-Haus-Verzehr zurückgeführt werden kann.

¹⁸ Die geschätzten Koeffizienten der vollständigen Regression sind in Anhang 8-16 bis Anhang 8-24 dargestellt.

Kleidung und Schuhe stellen ein privates Gut dar. Folglich wird gemäß dem Barten-Modell ein positiver Einfluss der Haushaltsgröße auf die Ausgabenanteile für Kleidung und Schuhe bei Konstanzhaltung der Pro-Kopf-Gesamtausgaben erwartet.

Tabelle 3-6: Definition und deskriptive Statistik der abhängigen Variablen der linear gewichteten Regressionen der Ausgabenanteile für private und öffentliche Güter

Variable	Mittelwert Standard- abweichung	Minimum Maximum
Ausgabenanteil aufgewendet für		
Nahrungsmittel gesamt (Nahrungsmittel zu Hause + Nahrungsmittel außer Haus)	0,097 0,053	0,002 0,610
Nahrungsmittel zu Hause (Verzehr zu Hause)	0,076 0,047	0 0,485
Nahrungsmittel außer Haus (Verzehr in Mensen, Kantinen, Restaurants, Gaststätten, Hotels, Imbiss etc.)	0,021 0,023	0 0,524
Kleidung/Schuhe (Bekleidungsstoffe, Herren-, Damen- und Kinderbekleidung, Herren-, Damen- und Kinderschuhe, Schuhzubehör, Strumpfwaren für Herren, Damen und Kinder)	0,030 0,026	0 0,403
Alkohol/Tabak (Alkoholische Getränke, Tabakwaren)	0,011 0,017	0 0,274
Unterhaltung (Fernsehen, Radio, Computer, Bücher, Zeitschriften, Freizeit-, Kultur- und Sportveranstaltungen, Inlands- und Auslandsreisen, Garten, Spielwaren, Sportartikel, Camping)	0,069 0,058	0 0,742
Unterhaltung mit öffentlichen Komponenten (Fernsehen, Radio, Computer, Garten, Camping)	0,039 0,035	0 0,670
Unterhaltung mit privaten Komponenten (Freizeit-, Kultur- und Sportveranstaltungen, Inlands- und Auslandsreisen, Spielwaren, Sportartikel)	0,026 0,045	0 0,730
Wohnen (Möbel und Einrichtungsgegenstände, Haushaltsgeräte, Reparaturen an Haushaltsgeräten, Heimtextilien)	0,030 0,047	0 0,733
Miete (Mietausgaben, unterstellte Miete bei Eigentum)	0,144 0,081	0,001 0,757

Quelle: Eigene Darstellung

Die geschätzten Koeffizienten sowohl für alle Haushalte als auch für Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen zeigen jedoch einen negativen Einfluss auf das aufgewendete Budget für Kleidung und Schuhe. Dieses Ergebnis steht im Gegensatz zur

empirischen Evidenz anderer Studien. Abdulai (2003) erhält beispielsweise in seiner Untersuchung für die Schweiz einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen Haushaltgröße und dem Budget für Kleidung und Schuhe. Diese Gütergruppe scheint damit in Deutschland über eine öffentliche Komponente zu verfügen, die auf eine steigende Anzahl an Kindern zurückgeführt werden kann. Nimmt die Kinderzahl innerhalb eines Haushalts zu, können noch nicht aufgetragene Kleidungsstücke von Kind zu Kind weitergegeben werden.

Tabelle 3-7: Geschätzte Koeffizienten der logarithmierten Haushaltsgröße der linear gewichteten Regressionen der Ausgabenanteile für private und öffentliche Güter

	A. Alle Haushalte	B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen	C. Haushalte mit einem Kind	D. Haushalte mit mehr als einem Kind
	Geschätzte Koeffizienten [#] (t-Werte nach White)			
Anteil der Ausgaben aufgewendet für				
Nahrungsmittel gesamt	-1,078*** (-15,71)	-2,783*** (-10,42)	-	-
Nahrungsmittel zu Hause	-0,697*** (-11,99)	-1,767*** (-7,67)	-	-
Nahrungsmittel außer Haus	-0,381*** (-8,98)	-1,016*** (-8,40)	-	-
Kleidung/Schuhe	-0,040 (-0,97)	-0,449*** (-2,79)	0,093*** (2,70)	-0,737*** (-4,10)
Alkohol/Tabak	-0,289*** (-8,64)	-0,693*** (-7,43)	-	-
Unterhaltung	-0,817*** (-8,60)	-1,902*** (-6,59)	-	-
Unterhaltung mit öffentlichen Komponenten	-0,944*** (-15,71)	-	-	-
Unterhaltung mit privaten Komponenten	0,256*** (3,63)	-	-	-
Wohnen	0,683*** (8,99)	0,283 (0,87)	-	-
Miete	-7,444*** (-75,27)	-4,686*** (-13,02)	-	-

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Um diesen Zusammenhang zu prüfen, werden die Parameter in Gleichung (3.16) mit dem Budgetanteil für Kleidung/Schuhe als abhängige Variable für Haushalte mit einem Kind und für Haushalte mit mehr als einem Kind geschätzt. Die entsprechenden Schätzungen der Koeffizienten sind in den Spalten C und D abgebildet. Es wird deutlich, dass in Haushalten mit mehr als einem Kind Kleidung und Schuhe über eine öffentliche Komponente verfügen, während in Haushalten mit einem Kind Kleidung und Schuhe private Güter gemäß dem Modell nach Barten abbilden.

Obwohl Alkohol und Tabak ebenfalls private Güter darstellen, zeigen die Schätzer der Koeffizienten, dass unter Konstanthaltung der Pro-Kopf-Gesamtausgaben die Ausgabenanteile für Alkohol und Tabak mit zunehmender Haushaltsgröße sinken. Dies deutet darauf hin, dass Haushalte mit zunehmender Größe die Güter Alkohol und Tabak zugunsten anderer Güter substituieren. Da eine wachsende Anzahl Haushaltsmitglieder in Deutschland häufig auf einen Anstieg in der Kinderzahl zurückzuführen ist, die im Normalfall bis zum Jugendlichenalter keinen Alkohol und keine Tabakwaren konsumieren, ist dieser negative Zusammenhang nicht weiter verwunderlich.

Unterhaltung verfügt sowohl über private als auch über öffentliche Komponenten. Während Fernseh-, Radio- oder Computergeräte als öffentliche Güter einzuordnen sind, bilden Sportartikel, Reisen, Freizeit-, Kultur- und Sportveranstaltungen Unterhaltungsgüter überwiegend privaten Charakters ab. Damit kann kein eindeutiger Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und Budgetanteil für Unterhaltung vorhergesagt werden. Unter Zusammenfassung privater und öffentlicher Unterhaltung sinken deren Ausgabenanteile mit zunehmender Haushaltsgröße. Bei getrennter Schätzung der Parameter in Gleichung (3.16) für private und öffentliche Unterhaltung zeigt sich hingegen, dass bei öffentlichen Unterhaltungsgütern das aufgewendete Budget mit zunehmender Haushaltsgröße sinkt, wohingegen sich der Ausgabenanteil für private Unterhaltung erhöht.

Deaton und Paxson (1998) merken in ihrer Untersuchung den öffentlichen und privaten Charakter der Gütergruppe Unterhaltung an. Eine differenzierte Berücksichtigung der unterschiedlichen Komponenten bleibt jedoch aus. Sie erhalten im Gegensatz zur

vorliegenden Studie überwiegend positive Schätzungen der Koeffizienten hinsichtlich des Zusammenhangs zwischen Haushaltsgröße und dem aufgewendeten Budget für Unterhaltung. Lediglich in den städtischen Gebieten Thailands zeigt sich ein negativer Einfluss der Haushaltsgröße.

Der geschätzte Koeffizient der logarithmierten Haushaltsgröße ist für die aufgewendeten Budgetausgaben des Wohnens in beiden Regressionen positiv und signifikant von Null verschieden. Damit steigen die Ausgabenanteile für Möbel, Haushaltsgeräte und der laufenden Haushaltsführung mit zunehmender Haushaltsgröße und Konstanz der Pro-Kopf-Gesamtausgaben. Während Möbel und Inneneinrichtung überwiegend private Güter darstellen, kann bei Haushaltsgeräten wie Kühlschrank und Waschmaschine sicherlich ein öffentlicher Charakter argumentiert werden. Dennoch ist davon auszugehen, dass mit zunehmender Haushaltsgröße die Ausgabenanteile in dieser Gütergruppe zunehmen, da mit steigender Anzahl an Haushaltsmitgliedern eine breitere Vielfalt an Haushaltsgeräten wie beispielsweise Wäschetrockner oder Geschirrspüler zur Erleichterung der Haushaltsführung in großen Haushalten nachgefragt wird¹⁹.

Das öffentlichste der in diesen Analysen berücksichtigten Güter stellt die Miete dar. Hier zeigen die Ergebnisse einen hoch signifikant negativen Einfluss der Haushaltsgröße auf das aufgewendete Budget der Miete. Damit sinken die Ausgabenanteile für Miete bei wachsender Anzahl Haushaltsmitglieder.

Die vorangegangenen Analysen haben in Analogie zu anderen empirischen Untersuchungen auch für Deutschland einen negativen Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und aufgewendetem Nahrungsmittelbudget, unter konstanten Pro-Kopf-Gesamtausgaben, gezeigt. Damit sinken die Ausgaben für Nahrungsmittel pro Kopf mit zunehmender Anzahl an Haushaltsmitgliedern und konstanten Pro-Kopf-Ausgaben. Im Gegensatz dazu zeigen sich theoriekonforme Zusammenhänge zwischen der Haushaltsgröße und dem aufgewendeten Budget anderer privater und öffentlicher Güter. Zur Klärung des negativen Einflusses der Haushaltsgröße auf die Ausgabenanteile für Nahrungsmittel im Konsum deutscher Haushalte werden nach-

¹⁹ Detaillierte Daten zur separaten Betrachtung dieser Gütergruppe sind nicht verfügbar.

folgend die Hypothesen der Endogenität des Arbeitsangebots nach Kochar (2000) sowie der direkten Economies of Scale nach Abdulai (2003) geprüft.

3.5.3 Endogenität des Arbeitsangebots

Im folgenden Abschnitt wird zuerst die Hypothese der Endogenität des Arbeitsangebots nach Kochar (2000) geprüft. Sie argumentiert, dass eine Zunahme der Haushaltsgröße die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel ebenfalls über ihren Effekt auf die Lohnrate beeinflusst. Zur Berücksichtigung dieses endogenen Einflusses deslohneinkommens werden die Parameter der Budgetgleichung (3.16) unter Einbeziehung der wöchentlichen Arbeitszeit der männlichen und weiblichen Erwachsenen in einem Haushalt erneut geschätzt. Tabelle 3-8 beinhaltet eine zusammenfassende Darstellung einer Reihe aufeinander folgender Regressionen zur Prüfung dieser Hypothese. Zusätzlich zu den abgebildeten Schätzern der Koeffizienten berücksichtigen diese Regressionen ebenfalls die erklärenden Variablen des Anteils an Frauen und Kindern im Haushalt, die Bildung des Haushaltsvorstands, die Region sowie das Berichtsquartal²⁰.

Zum Vergleich stellen die geschätzten Koeffizienten der ersten Spalte eine Reproduktion der Ergebnisse nach Deaton und Paxson (1998) dar. Die Variable der logarithmierten Haushaltsgröße zeigt den mehrfach bestätigten negativen und signifikant von Null verschiedenen Einfluss auf das aufgewendete Budget für Nahrungsmittel. Die zweite Regression stellt eine Schätzung der Parameter der Ausgangsgleichung (3.16) in linearer Form dar. Die Haushaltsgröße und die Pro-Kopf-Ausgaben gehen als lineare Funktionsterme in die Schätzung ein. Es wird deutlich, dass der negative Einfluss der Anzahl Haushaltsmitglieder unabhängig von der Annahme über die Funktionsform der Haushaltsgröße ist. In der dritten Regression findet die demographische Zusammensetzung des Haushalts Berücksichtigung. Diesbezüglich argumentiert Kochar (2000), dass jede Reduktion der Lohnrate infolge einer steigenden An-

²⁰ Die geschätzten Koeffizienten der vollständigen Regressionen sind in Anhang 8-25 bis Anhang 8-29 abgebildet.

zahl Haushaltsmitglieder ebenfalls zu einer Abnahme des Einkommens und damit auch zu einer Abnahme der Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel führt.

Tabelle 3-8: Prüfung der Hypothese der Endogenität des Arbeitsangebots

	Budget für Nah- rung- smittel	Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel			
	I	II	III	IV	V
KONSTANTE	0,57*** (154,53)	403,4*** (86,35)	386,1*** (78,01)	411,9*** (88,72)	691,2*** (8,02)
LNHHSIZE: Logarithmierte Haushaltsgröße	-0,007*** (-15,93)	-	-	-	-
LNPCE: Logarithmierten Pro-Kopf- Ausgaben	-0,06*** (-135,43)	-	-	-	-
HHSIZE: Haushaltsgröße	-	-16,88*** (-17,97)	-28,46*** (-24,97)	-18,79*** (-19,98)	-40,93*** (-15,65)
PCE: Pro-Kopf-Ausgaben	-	0,002*** (11,21)	0,002*** (11,26)	-	-
PCEII: Negative Differenz zwischen dem Lohneinkommen und den priva- ten Konsumausgaben pro Kopf	-	-	-	0,004*** (9,32)	0,001** (1,97)
NMALES: Anzahl männlicher Erwachsener im Haushalt	-	-	17,78*** (6,88)	-	-
NFEMALES: Anzahl weiblicher Erwachsener im Haushalt	-	-	35,33*** (10,43)	-	-
WORKM: Wöchentliche Arbeitszeit männli- cher Erwachsener im Haushalt	-	-	-	-	5,24** (2,19)
WORKF: Wöchentliche Arbeitszeit weibli- cher Erwachsener im Haushalt	-	-	-	-	-9,58*** (-18,97)
Stichprobengröße	42088	42088	42088	42088	13126
Angepasstes R ²	0,5260	0,1444	0,1467	0,1409	0,1311

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau

Quelle: Eigene Berechnungen

Zur Prüfung dieses endogenen Einflusses des Angebots an Arbeit gehen als weitere erklärende Variablen die Anzahl weiblicher und männlicher Erwachsener in einem Haushalt in die zu schätzende Budgetgleichung ein. Entgegen des Ergebnisses nach Kochar (2000) zeigt in Deutschland die Haushaltszusammensetzung keinen Einfluss auf den negativen Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel. Der geschätzte Koeffizient der Haushaltsgröße ist weiterhin negativ und signifikant von Null verschieden. Dieser Unterschied in den Ergebnissen ist auf die voneinander abweichenden Haushaltsstrukturen zwischen zwei Ländern wie Deutschland und Pakistan zurückzuführen. Im Gegensatz zu Pakistan liegt eine Zunahme der Haushaltsgröße in Deutschland häufig in einer Zunahme der Kinderzahl begründet.

In den Regressionen der Spalten 4 und 5 findet die Endogenität des Arbeitsangebots durch die Änderung der relevanten Einkommensvariablen Berücksichtigung. Hierzu werden die Pro-Kopf-Ausgaben für Verbrauchsgüter durch die Pro-Kopf-Ausgaben für Verbrauchsgüter und Freizeit ersetzt. Kochar (2000) approximiert diese Ausgaben nach dem Verfahren von MaCurdy (1983) und Blundell und Walker (1986) als negative Pro-Kopf-Differenz zwischen dem Lohneinkommen (wh) und den privaten Konsumausgaben (pc). Diese Variable $\left[-\frac{(wh - pc)}{n} \right]$ beinhaltet das Lohneinkommen der erwerbstätigen Haushaltsmitglieder, während das endogene Einkommen der im Haushalt selbständig tätigen Mitglieder unberücksichtigt bleibt. Unter der Annahme, dass gerade diese letztgenannten Einkommen durch die Haushaltsgröße beeinflusst werden, bleibt der negative Einfluss der Anzahl Haushaltsmitglieder auch in Regression 4 bestehen.

Den Einfluss der Haushaltsgröße auf die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel über ihren Effekt auf die wöchentliche Arbeitszeit stellen die Ergebnisse der fünften Regression dar. Da die Arbeitszeit mit hoher Wahrscheinlichkeit eine endogene Entscheidung des Haushalts darstellt, erfolgt die Schätzung der Parameter der Budgetgleichung durch Instrumentalvariablenregression (Browning und Meghir, 1991). Als Instrumentvariablen für die wöchentliche Arbeitszeit männlicher und weiblicher Erwachsener gehen die Bildung und das Alter männlicher und weiblicher Erwachsener,

deren quadratische Funktionsterme sowie der Anteil an Kindern in zwei Altersgruppen, die Region und das Berichtsquartal in die IV-Schätzung ein. Damit stellen die in der folgenden Regression verwendeten Variablen der Arbeitszeit die geschätzten Stunden an Arbeit dar. Aus Spalte 5 wird deutlich, dass die Haushaltsgröße weiterhin einen signifikant negativen Einfluss auf die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel ausübt. Damit beruht der schon aus vorangegangenen Regressionen negative Einfluss der Haushaltsgröße für Deutschland nicht auf dem Effekt des Arbeitsangebots. Dennoch zeigen sowohl die wöchentliche Arbeitszeit männlicher Erwachsener als auch die der weiblichen Erwachsenen einen signifikanten Einfluss auf die Ausgaben für Nahrungsmittel. Daraus kann jedoch nur die Schlussfolgerung gezogen werden, dass die Arbeitszeit einen Beitrag zur Erklärung der Nachfrage nach Nahrungsmitteln leistet, aber nicht, dass der negative Einfluss der Haushaltsgröße auf der Endogenität des Arbeitsangebots beruht.

3.5.4 Der Einfluss direkter Economies of Scale

Abdulai (2003) argumentiert, dass wenn der Einfluss direkter Economies of Scale infolge von Mengenrabatten und Sonderverkaufsaktionen den Einfluss öffentlicher Güter dominiert, der Ausgabenanteil für Nahrungsmittel trotz zunehmender Nachfragemengen sinkt und sich darüber der negative Zusammenhang erklärt. Die Hypothese dieser direkten Economies of Scale wird nachfolgend durch die Regression der Ausgaben pro Einheit auf die Haushaltsgröße und weitere Haushaltscharakteristika untersucht. Die Berechnung der Ausgaben pro Einheit erfolgt anhand der detailliert aufgezeichneten Ausgaben in den einzelnen Nahrungsmittelgruppen und den entsprechend gekauften Mengen des Feinaufzeichnungshefts der EVS. Hierzu werden die Ausgaben durch die gekauften Mengen in den jeweiligen Nahrungsmittelkategorien dividiert. Die so berechneten Preise pro Einheit sind haushaltsspezifisch und bilden die Kaufentscheidung der Haushalte ab. Da Konsumenten innerhalb der Kaufentscheidung simultan über die nachgefragte Menge und die Qualität entscheiden, ist eine Qualitätsbereinigung der Preise pro Einheit erforderlich. Dies erfolgt anhand der

Methode nach Cox und Wohlgemant (1986). Hiernach berechnen sich die qualitätsangepassten Preise als die Differenz des Preises pro Einheit und dem erwarteten Preis pro Einheit unter Berücksichtigung der spezifischen Qualitätseigenschaften. Die genaue Berechnungsvorschrift ergibt sich wie folgt:

$$DMP_i = p_i - \alpha_i, \quad (3.18)$$

wobei DMP_i die monatlichen/regionalen Abweichungen der mittleren Preise pro Einheit der konsumierenden Haushalte, p_i den Preis pro Einheit und α_i den erwarteten Preis pro Einheit als mittlerer Preis pro Einheit über alle Regionen und Berichtsmo-nate abbilden.

Einen ersten Überblick über den funktionalen Zusammenhang zwischen dem qualitätsangepassten Preis pro Einheit und der Haushaltsgröße sowie weiteren Haushaltscharakteristika wie Einkommen, Alter und Bildung geben nicht-parametrische Analysen. Sie ermöglichen eine geeignete Anpassung an nicht-lineare Funktionsverläufe und tragen damit zu einer optimalen Beschreibung der zugrundeliegenden Daten bei. Nachfolgend wird in unterschiedlichen Regressionen die Gleichung:

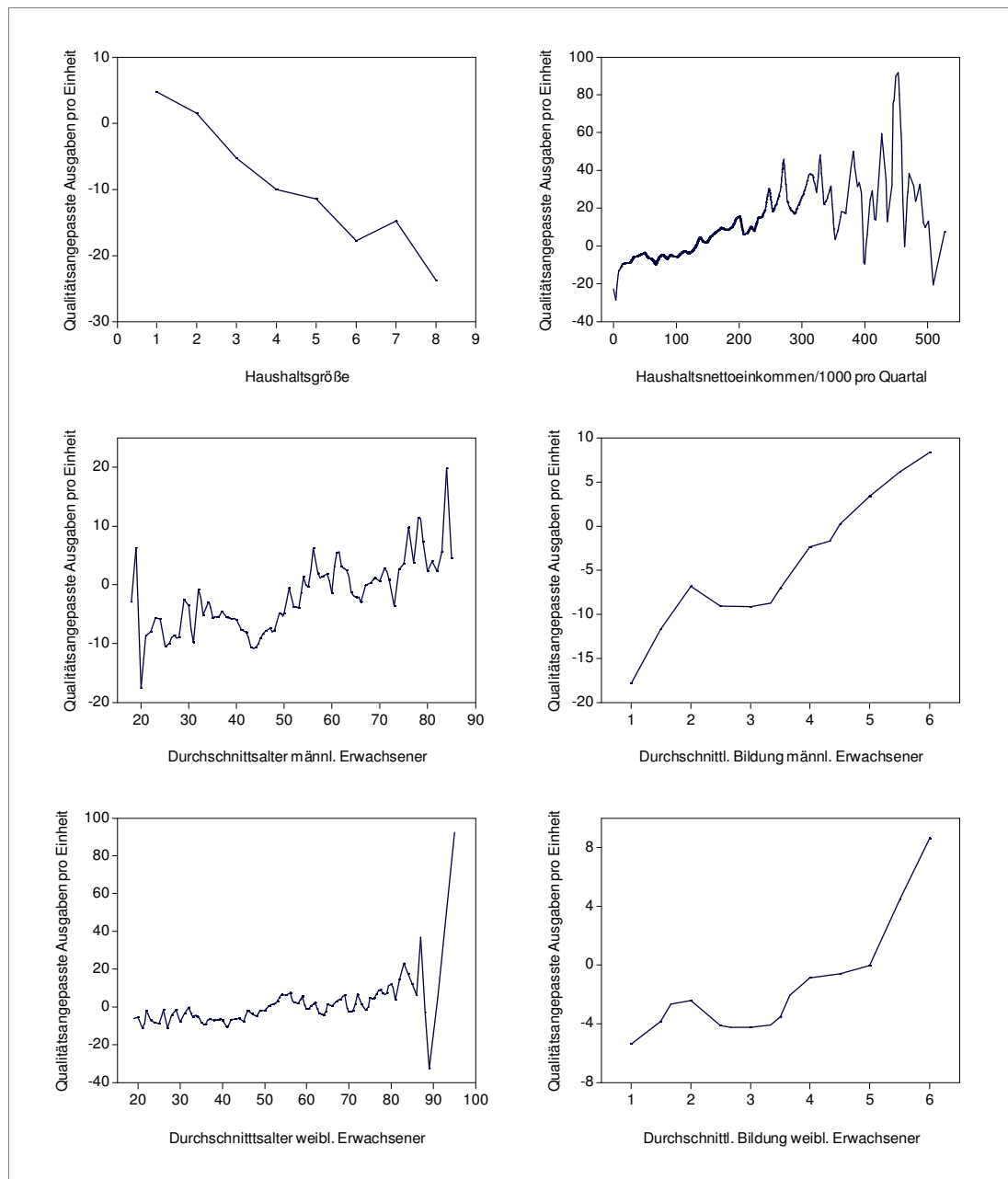
$$m(x) = E(DMP_i | b_{ij}), \quad (3.19)$$

anhand der bereits unter Abschnitt 2.5.1 beschriebenen lokalen Regressionsglättung nach Fan (1992) angepasst. Hierbei stellt b_{ij} die unterschiedlichen Haushaltscharakteristika dar, über die das Intervall z gebildet wird. Abbildung 3-7 fasst die Ergebnisse der nicht-parametrischen Regressionen zusammen.

Bezüglich der Haushaltsgröße wird deutlich, dass mit zunehmender Anzahl Haushaltsmitglieder die Ausgaben pro Einheit sinken. Dies gibt einen ersten Hinweis darauf, dass die Ausgaben für Nahrungsmittel trotz zunehmender Nachfragemengen abnehmen. Des Weiteren steigen mit zunehmendem Haushaltsnettoeinkommen zunächst die Ausgaben pro Einheit an, weisen dann im Weiteren jedoch einen fallenden Funktionsverlauf auf. Sowohl das Alter als auch die Bildung männlicher und weibli-

cher Erwachsener eines Haushalts zeigen im Allgemeinen einen positiven Einfluss auf die qualitätsangepassten Ausgaben pro Einheit. Hinsichtlich des durchschnittlichen Alters männlicher Erwachsener ist jedoch zunächst eine Abnahme mit anschließender Zunahme der Ausgaben pro Einheit zu erkennen.

Abbildung 3-7: Nicht-parametrische Regressionen der Haushaltscharakteristika auf die qualitätsangepassten Ausgaben pro Einheit



Quelle: Eigene Berechnungen

Die hier ermittelten funktionalen Zusammenhänge zwischen den Ausgaben pro Einheit und den verschiedenen Haushaltscharakteristika fließen in die Formulierung des wie folgt lautenden parametrischen Modells ein:

$$\sum_{i=1}^M DMP_i = \alpha + \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} b_{ij} + e_i, \quad (3.20)$$

wobei $DMP_i = p_i - \alpha_i$ die qualitätsangepassten Ausgaben pro Einheit der Haushalte i , b_{ij} die unterschiedlichen Haushaltscharakteristika und e_i den Fehlerterm abbilden. In Anlehnung an Prais und Houthakker (1955) werden die Preise pro Einheit, die ein Fünffaches der Standardabweichung vom mittleren Preis pro Einheit abweichen, von den Analysen ausgeschlossen. Die Elemente des Vektors b_{ij} umfassen die Haushaltscharakteristika Haushaltsgröße, Einkommen und quadriertes Einkommen, Bildung und Alter männlicher und weiblicher Erwachsener eines Haushalts. Des Weiteren fließen die Variablen des Anteils des Nahrungsmittelverzehr zu Hause und die Erwerbstätigkeit des weiblichen Haushaltsvorstands in die Regression mit ein.

Die binären Regions- und Quartalsvariablen finden keine Berücksichtigung in der Regression, da die abhängige Variable als die monatlichen/regionalen Abweichungen der mittleren Preise pro Einheit berechnet werden und dies zu systematischen Verzerrungen der geschätzten Koeffizienten führen kann. Die Ergebnisse der linearen Regression der Gleichung (3.20) sind in Tabelle 3-9 dargestellt.

Der Schätzer des Koeffizienten der Haushaltsgröße ist negativ und signifikant von Null verschieden. Daraus folgt, dass große Haushalte Nahrungsmittel zu geringeren Durchschnittskosten nachfragen und Vorteile aus Mengenrabatten bzw. Sonderverkaufsaktionen ziehen. Der unerwartete negative Einfluss der Haushaltsgröße auf den Ausgabenanteil für Nahrungsmittel ist in Deutschland damit auf die Umsetzung direkter Economies of Scale zurückzuführen. Das Haushaltsnettoeinkommen zeigt einen signifikant positiven und das quadrierte Haushaltsnettoeinkommen einen signifikant negativen Einfluss auf die Ausgaben pro Einheit. Haushalte mit einem höheren Einkommen fragen mehr Serviceleistungen bei Produkten nach und zahlen damit höhere Durchschnittspreise für Nahrungsmittel.

Unter Berücksichtigung des Ergebnisses der nicht-parametrischen Analysen fließt das durchschnittliche Alter männlicher Erwachsener in linearer und quadratischer Form in die Regression ein. Mit zunehmendem Alter zahlen männliche Erwachsene weniger pro Einheit. Mit Überschreiten des Alters von 37 Jahren nehmen die Ausgaben pro Einheit jedoch wieder zu. Das durchschnittliche Alter weiblicher Erwachsener zeigt ebenfalls einen signifikant positiven Einfluss auf den Preis pro Einheit. Damit nehmen die Durchschnittskosten beim Kauf von Nahrungsmitteln mit steigendem Alter zu.

Tabelle 3-9: Prüfung der Hypothese der direkten Economies of Scale im Konsum von Nahrungsmitteln

Variable	Geschätzter Koeffizient	t-Wert
KONSTANTE	-20,641**	(-2,14)
HHSIZE : Haushaltsgröße	-3,572***	(-3,38)
INCOME : Einkommen/1000	0,339***	(12,35)
INCOME2 : (Einkommen/1000) ² /100	-0,031***	(-5,40)
HHSIZE*INCOME : Interaktionsterm Haushaltsgröße*Einkommen	-0,016**	(-2,38)
A_M_AGE : Alter männlicher Erwachsener im Haushalt	-0,736***	(-2,65)
A_M_AGE2 : Quadriertes Alter männlicher Erwachsener im Haushalt	0,010***	(4,35)
A_AM_EDUC : Bildung männlicher Erwachsener im Haushalt	6,685***	(4,42)
AGE_EDUC_M : Interaktionsterm Alter*Bildung männlicher Erwachsener im Haushalt	-0,081***	(-2,95)
A_F_AGE : Alter weiblicher Erwachsener im Haushalt	0,217***	(2,64)
A_AF_EDUC : Bildung weiblicher Erwachsener im Haushalt	-1,843	(-1,11)
A_AF_EDUC2 : Quadrierte Bildung weiblicher Erwachsener im Haushalt	0,253	(1,19)
PROP_FHOME : Anteil des Nahrungsmittelverzehr zu Hause	-15,577***	(-6,54)
EMPL_FHEAD : Erwerbstätigkeit des weiblichen Haushaltsvorstands	6,163***	(2,90)
INC_EMPLFH : Interaktionsterm Einkommen* Erwerbstätigkeit des weiblichen Haushaltsvorstands	-0,032**	(-2,23)
Angepasstes R ²	0,123	
Stichprobengröße	8.181	

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

Quelle: Eigene Berechnungen

Der geschätzte Koeffizient der durchschnittlichen Bildung männlicher Erwachsener ist positiv und signifikant von Null verschieden. Demgegenüber zeigt die Bildung weiblicher Erwachsener in einem Haushalt keinen signifikanten Einfluss auf die Ausgaben pro Einheit.

Mit zunehmendem Anteil des Nahrungsmittelverzehr zu Hause sinken die Ausgaben pro Einheit. Dies ist darauf zurückzuführen, dass Haushalte durch den Kauf größerer Mengen für den Verzehr zu Hause in der Lage sind, Vorteile aus Mengenrabatten großer Verpackungen und Sonderaktionen beim Kauf mehrerer Verpackungen zu ziehen.

Die Erwerbstätigkeit des weiblichen Haushaltsvorstands hat einen signifikant positiven Einfluss auf die Ausgaben pro Einheit. Durch die Erwerbstätigkeit des weiblichen Haushaltsvorstands findet eine Substitution von unverarbeiteten zu verarbeiteten Nahrungsmitteln aufgrund der steigenden Opportunitätskosten der Zubereitung von Nahrungsmitteln statt. Zubereitete Nahrungsmittel weisen höhere Ausgaben pro Einheit im Vergleich zu unverarbeiteten Nahrungsmitteln auf, worüber sich der positive Einfluss der Erwerbstätigkeit des weiblichen Haushaltsvorstands erklärt.

Multiplikative Interaktionsterme zwischen der Haushaltsgröße und dem Einkommen, dem Alter und der Bildung männlicher Erwachsener und zwischen dem Einkommen und der Erwerbstätigkeit des weiblichen Haushaltsvorstands finden ebenfalls Berücksichtigung in der Prüfung der Hypothese der direkten Economies of Scale. Der Interaktionsterm zwischen dem Einkommen und der Haushaltsgröße misst den marginalen Einfluss des Einkommens unter Berücksichtigung der Haushaltsgröße auf die Ausgaben pro Einheit. Die Schätzung des Koeffizienten ist negativ und signifikant von Null verschieden. Damit zahlen Haushalte mit hohem Einkommen und zunehmender Haushaltsgröße geringere Preise pro Einheit als kleine Haushalte mit hohem Einkommen. Daraus bestätigt sich erneut, dass Haushalte mit zunehmender Mitgliederzahl Vorteile aus Mengenrabatten und Sonderaktionen beim Kauf von Nahrungsmitteln erzielen.

Die Interaktion zwischen der Bildung und dem Alter männlicher Erwachsener zeigt einen signifikant negativen Einfluss auf die Ausgaben pro Einheit. Damit zahlen

männliche Erwachsene mit hoher Bildung mit zunehmendem Alter geringere Preise pro Einheit.

Der geschätzte Koeffizient des Interaktionsterms des Einkommens und der Erwerbstätigkeit des weiblichen Haushaltsvorstands ist negativ und signifikant von Null verschieden. Damit kaufen Haushalte mit höherem Einkommen, in denen der weibliche Haushaltsvorstand erwerbstätig ist, zu geringeren Durchschnittskosten im Vergleich zu den Haushalten, deren weiblicher Haushaltsvorstand nicht erwerbstätig ist. Unter separater Berücksichtigung der beiden positiven geschätzten Koeffizienten des Einkommens und der Erwerbstätigkeit des weiblichen Haushaltsvorstands resultiert die Erwartung eines positiven Interaktionsterms zwischen diesen beiden Variablen. Der geschätzte Koeffizient des quadrierten Einkommens weist jedoch einen signifikant negativen Einfluss auf die Ausgaben pro Einheit auf. Da durch die zusätzliche Erwerbstätigkeit des weiblichen Haushaltsvorstands das Einkommen ein sehr hohes Niveau erreicht, ist der negative Einfluss des Interaktionsterms in Verbindung mit dem negativen geschätzten Koeffizienten des quadrierten Einkommens zu sehen.

3.6 Zusammenfassung

Im vorliegenden Kapitel wurde die Existenz auftretender Economies of Scale im Konsum privater und öffentlicher Güter von Haushalten in Deutschland untersucht. Unter Anwendung nicht-parametrischer und parametrischer Analysemethoden wird anhand von Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 der Einfluss der Haushaltsgröße auf die Ausgabenanteile privater und öffentlicher Güter, unter konstanten Pro-Kopf-Gesamtausgaben, geprüft. Gemäß dem theoretischen Modell der öffentlichen Güter nach Barten (1964) wird ein positiver Zusammenhang zwischen dem aufgewendeten Budget für private Güter und der Anzahl Haushaltsmitglieder erwartet.

Im Gegensatz zu dieser Theorie zeigen die empirischen Ergebnisse jedoch, dass mit zunehmender Haushaltsgröße der Ausgabenanteil für Nahrungsmittel, unter konstan-

ten Pro-Kopf-Gesamtausgaben, sinkt. Demgegenüber ergeben sich hinsichtlich des Einflusses der Haushaltsgröße auf das aufgewendete Budget weiterer Güter mit der Theorie konforme Ergebnisse. Unter Berücksichtigung der öffentlichen Komponente von Kleidung/Schuhe durch eine zunehmende Anzahl an Kindern in einem Haushalt steigen die Ausgabenanteile für diese Gütergruppe in Haushalten mit einem Kind und sinken in Haushalten mit mehr als einem Kind. Die Gütergruppe der Unterhaltung wird in Unterhaltung mit privaten und öffentlichen Komponenten unterteilt. Diesbezüglich zeigt sich theoriekonform ein negativer Einfluss der Haushaltsgröße auf die Ausgaben für öffentliche Unterhaltung und ein positiver Einfluss für private Unterhaltungsgüter. Des Weiteren sinken die Ausgabenanteile für Alkohol/Tabak und Miete mit zunehmender Haushaltsgröße.

Die sinkenden Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel bei zunehmender Haushaltsgröße stellen eine Annahme des Modells nach Engel (1895) dar. Daraus könnte geschlossen werden, dass die vorliegenden empirischen Ergebnisse im Sinne dieses theoretischen Modells und nicht im Sinne des Modells der öffentlichen Güter interpretiert werden sollten. Engel deutet den Ausgabenanteil für Nahrungsmittel eines Haushalts als Wohlfahrtsindikator, wobei ein steigendes Nahrungsmittelbudget eine geringere Wohlfahrt impliziert. Unter Berücksichtigung des Quotienten aus Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel zu den Pro-Kopf-Gesamtausgaben als Ausdruck für das aufgewendete Budget für Nahrungsmittel wird jedoch deutlich, dass diese Annahme nicht wirklich sinnvoll ist. Unter Konstanthaltung der Pro-Kopf-Gesamtausgaben hat demnach eine Reduktion des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel zwingend eine Verringerung der Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel zur Folge. Ein Haushaltsverhalten, das bei erhöhter Wohlfahrt nicht zu erwarten ist.

Als mögliche Erklärung für den negativen Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und Ausgabenanteil für Nahrungsmittel wurde daher vorliegend die Bedeutung der direkten Economies of Scale untersucht. Unter der Annahme, dass direkte Economies of Scale infolge von Mengenrabatten bei großen Verpackungseinheiten oder Sonderaktionen beim Kauf mehrerer Verpackungen den Einfluss öffentlicher Güter dominieren, sinken die Ausgabenanteile für Nahrungsmittel trotz einer zunehmenden Menge nachgefragter Nahrungsmittel. In der Regression der qualitätsangepassten

Ausgaben pro Einheit auf die Haushaltsgröße zeigt der geschätzte Koeffizient einen signifikant negativen Einfluss. Damit zahlen große Haushalte geringe Preise pro Einheit für Nahrungsmittel, wodurch sich der negative Einfluss der Haushaltsgröße auf die Ausgabenanteile für Nahrungsmittel erklärt.

Diese direkten Economies of Scale beruhen auf der Existenz von Mengenrabatten beim Angebot multipler Verpackungsgrößen eines Produktes. Während eine Vielzahl US-amerikanischer Studien die ausschließliche Existenz dieses Preissetzungsverhaltens jedoch widerlegt, liegt für europäische Lebensmittelmärkte nur wenig empirische Evidenz vor. Die Analyse des Auftretens von Mengenrabatten und Preisauflagen als auch der einflussnehmenden Faktoren auf das Preissetzungsverhalten beim Angebot multipler Verpackungsgrößen steht im Mittelpunkt des folgenden Kapitels.

Kapitel 4

Preisdifferenzierung im deutschen Lebensmitteleinzelhandel: Zur Existenz von Mengenrabatten und Preisauflschlägen

Das folgende Kapitel umfasst die Analyse des Preissetzungsverhaltens der Mengenrabatte und Preisauflschläge im deutschen Lebensmitteleinzelhandel. Nach einer kurzen Einführung in Abschnitt 4.1, gibt Abschnitt 4.2 einen Überblick über die bisher durchgeführten Studien innerhalb dieses Forschungsbereichs. In Anlehnung an Walden (1988) erfolgt unter Abschnitt 4.3 die Entwicklung eines theoretischen Modells, das aufgrund von angebotsinduzierten Faktoren sowohl die Existenz als auch das Ausmaß von Mengenrabatten bzw. Preisauflschlägen erklärt. Daran anschließend erfolgt in Abschnitt 4.4 die empirische Spezifikation des theoretischen Modells sowie in Abschnitt 4.5 eine Beschreibung der verwendeten Daten. Abschnitt 4.6 diskutiert die erzielten Ergebnisse zum Preissetzungsverhalten beim multiplen Verpackungsgrößenangebot auf dem deutschen Lebensmittelmarkt. Die aus den Analysen gewonnen Erkenntnisse werden in Abschnitt 4.7 zusammengefasst.

4.1 Einleitung

Mit dem Angebot variierender Verpackungsgrößen eines Produkts versuchen Hersteller, unterschiedlichen Verbraucherpräferenzen hinsichtlich der Konsummenge und der Verwendungshäufigkeit gerecht zu werden. Konsumentengruppen mit einer hohen Nachfrage präferieren in der Regel große Verpackungseinheiten im Vergleich zu kleineren Größen zur Minimierung ihrer Transaktionskosten in Bezug auf Transport, Lagerung und Entsorgung (Mills, 2002).

Im Preissetzungsverhalten des Lebensmitteleinzelhandels können beim multiplen Verpackungsgrößenangebot eines Produkts drei unterschiedliche Preismechanismen beobachtet werden. Dabei steht die Verpackungsgröße in unterschiedlichen Zusammenhängen mit dem Preis pro Einheit. Unter dem Preis pro Einheit²¹ wird der Preis pro Mengeneinheit (z. B. pro 100 g bzw. 100 ml) eines Produkts definiert. Tabelle 4-1 gibt einen Überblick über das Preissetzungsverhalten bei unterschiedlichen Verpackungsgrößen. Für die beispielhaft gewählten Verpackungsgrößen von 500 g und 1000 g ist neben dem Endverbraucherpreis gleichsam der entsprechende Preis pro 100 g für die drei Preismechanismen angegeben.

Ein Mengenrabatt liegt vor, wenn zwischen der Verpackungsgröße und dem Preis pro Einheit ein negativer Zusammenhang besteht. Folglich sinkt der Preis pro Einheit bei zunehmender Verpackungsgröße. Bei linearen Preisen steigt der Grundpreis proportional zur angebotenen Produktmenge. Als letzter Preismechanismus tritt ein Preisaufschlag auf, wenn der Preis pro Einheit und die Verpackungsgröße in einem positiven Zusammenhang zueinander stehen.

Diesbezüglich zeigen Studien, dass die Mehrzahl an Konsumenten beim Kauf großer Verpackungseinheiten vom Preissetzungsverhalten der Mengenrabatte ausgeht (Nason und Della Bitta, 1983, Duncan, 1990, Binkley und Bejnarowicz, 2003, Mitchell et al., 2003). In einer Befragung von 400 Konsumenten stellen beispielsweise Nason und Della Bitta (1983) fest, dass 81 % der befragten Personen die kleinste Verpa-

²¹ Als Synonym für den Preis pro Einheit wird in den nachfolgenden Ausführungen auch der Begriff Grundpreis verwendet.

ckungsgröße als die teuerste Produktalternative ansehen. Des Weiteren haben 48,2 % der Befragten noch niemals zuvor beim Einkauf Kenntnis vom Preissetzungsverhalten der Preisaufschläge genommen. Ähnliche Ergebnisse bestätigen Mitchell et al. (2003) in ihrer Befragung britischer Verbraucher. 63 % nehmen an, die größte Verpackung eines Produkts sei die Kostengünstigste.

Tabelle 4-1: Übersicht der Preissetzungsmechanismen beim Angebot multipler Verpackungsgrößen eines Produkts

Verpackungsgröße	Endverbraucherpreis	Preis pro Einheit [€/100 g]	Endverbraucherpreis	Preis pro Einheit [€/100 g]
		500 g	1000 g	
Mengenrabatt	1,59 €	0,32 €	2,99 €	0,30 €
Lineare Preise	1,59 €	0,32 €	3,18 €	0,32 €
Preisaufschlag	1,59 €	0,32 €	3,39 €	0,34 €

Quelle: Eigene Darstellung

Widrick (1979a, b) deckt jedoch erstmals in zwei umfassenden Untersuchungen die Existenz von Preisaufschlägen bei Nahrungsmitteln auf dem US-amerikanischen Markt auf. Die größere Verpackung zeigt bei 33,8 % bzw. 18,4 % der einbezogenen Produkte einen höheren Preis pro Einheit im Vergleich zum Preis pro Einheit der entsprechend kleineren Verpackung. Nachfolgende Studien belegen das Auftreten höherer Preise pro Einheit bei großen Verpackungen auf amerikanischen Lebensmittelmärkten (Nason und Della Bitta, 1983, Walker und Cude, 1984, Cude und Walker, 1984, Gerstner und Hess, 1987, Agrawal et al., 1993, Gupta und Rominger, 1996, Manning et al., 1998, Sprott et al., 2003). Im Gegensatz zu dieser umfangreichen empirischen Evidenz in den USA untersuchen nur vereinzelt Studien das Auftreten von Preisaufschlägen auf europäischen Lebensmittelmärkten. McGoldrick und Marks (1985) stellen in Großbritannien in 9,1 % der untersuchten Produkte Preis auf-

schläge fest, Zotos und Lysonski (1993) bestätigen die Existenz dieses Preissetzungsverhaltens für Griechenland mit 18,1 % Preisauflagen. Demgegenüber widerlegt Schmidt (2002) jedoch das Auftreten von höheren Preisen pro Einheit bei großen Verpackungen bei Nahrungsmitteln in Dänemark. Schmidt führt sein Ergebnis auf die zunehmende Popularität der Grundpreisauszeichnung im Lebensmitteleinzelhandel skandinavischer Länder zurück.

1998 verabschiedeten das Europäische Parlament und der Europäische Rat eine Richtlinie zur Verbesserung der Verbraucherinformation, in der die Auszeichnung des Preises je Maßeinheit für den Lebensmitteleinzelhandel in allen europäischen Mitgliedsstaaten gesetzlich vorgeschrieben wird (Richtlinie 98/6/EG). Am 1. September 2000 erfolgt die Umsetzung dieser Richtlinie in Form der Preisangabenverordnung (PAngV) in deutsches Recht. Paragraph 2, Absatz 1 der Preisangabenverordnung besagt, dass Anbieter von „Waren in Fertigpackungen, offenen Packungen oder Verpackungseinheiten ohne Umhüllung [...] neben dem Endpreis auch den Preis je Mengeneinheit einschließlich Umsatzsteuer und sonstiger Preisbestandteile (Grundpreis) in unmittelbarer Nähe des Endpreises anzugeben haben.“ (BGBl.I, 2002). Damit erscheint seit September 2000 neben dem Endverbraucherpreis gleichsam der Preis pro Einheit in der Preisauszeichnung des deutschen Lebensmitteleinzelhandels. Ob Preisauflagen dennoch im Preissetzungsverhalten des Handels existent sind, bildet ein Ziel der nachfolgenden Untersuchungen.

Als mögliche Gründe für das Auftreten von Preisauflagen gelten einerseits gezielte Preissetzungsstrategien des Handels zur Erhöhung der Gewinnspannen und andererseits Kostenunterschiede zwischen den unterschiedlichen Verpackungsgrößen (Chouinard et al., 2004).

Im Hinblick auf die strategische Preissetzung der Händler erklären auf der einen Seite Salop (1977) und Gerstner und Hess (1986) die Existenz von Preisauflagen als Folge einer zusätzlichen Abschöpfung an Konsumentenrente bzw. als Technik der Preisdiskriminierung. Dabei identifiziert der monopolistische Anbieter verschiedene Konsumentengruppen mit unterschiedlichen Nachfrageelastizitäten. Zur Maximierung seiner Monopolrente setzt er einen höheren Preis pro Einheit für Konsumenten

mit einer unelastischen Nachfrage und einen geringeren Preis pro Einheit für Konsumenten mit einer elastischen Nachfrage. Infolge dieser Preisdiskriminierung bilden sich höhere Preise pro Einheit bei großen Verpackungseinheiten im Vergleich zum Preis pro Einheit der entsprechend kleineren Verpackung eines Produkts.

Demgegenüber argumentieren Sprott et al. (2003), dass Preisaufschläge aus gezielten Preissetzungsstrategien der Händler, die im intensiven Wettbewerb zueinanderstehen, resultieren. Um den Konsumenten zum Kauf in der eigenen Einkaufsstätte zu bewegen, setzen die Händler für bestimmte Schlüsselprodukte mit hoher Umsatzrate einen geringeren Preis, wodurch es im Vergleich zur großen Verpackung zum Preisaufschlag kommt.

Eine weitere Erklärung des Auftretens von Preisaufschlägen basiert auf existenten Kostenunterschieden in der Produktion zwischen den Verpackungsgrößen. Beispielsweise kann die Kühlung einer großen Verpackung eines Produkts höhere Kosten verursachen als die Kühlung der entsprechenden Menge verpackt in kleineren Verpackungsgrößen. Dies hängt mit der Oberfläche des zu kühlenden Produkts zusammen. Mit zunehmender Oberfläche sinken die Kosten der Kühlung (Walden, 1988).

Das Ziel des vorliegenden Kapitels bildet die Analyse des Preissetzungsverhaltens im deutschen Lebensmitteleinzelhandel. In einem ersten Untersuchungsschritt wird die Existenz von Mengenrabatten und Preisaufschlägen beim Angebot multipler Verpackungsgrößen determiniert. Hierbei steht die Analyse des Auftretens höherer Preise pro Einheit bei großen Verpackungseinheiten im Vergleich zur entsprechend kleineren Verpackung trotz gesetzlich vorgeschriebener Grundpreisauszeichnung im Vordergrund. Als Datengrundlage dient das Haushaltspanel ConsumerScan der GfK Panel Services GmbH. Im darauf folgenden Untersuchungsschritt werden durch eine zweistufige Heckman-Schätzung auf erster Stufe die Faktoren determiniert, die Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Mengenrabatten und Preisaufschlägen nehmen. Auf zweiter Stufe erfolgt die Analyse der Determinanten, die das Ausmaß dieser Preissetzungsmechanismen beeinflussen.

4.2 Mengenrabatte und Preisauflschläge auf internationalen Lebensmittelmärkten – ein Literaturüberblick

Ende der 1970er Jahre deckt Widrick (1979a, b) erstmals das Preissetzungsverhalten der Preisauflschläge durch zwei umfassende Analysen auf dem US-amerikanischen Lebensmittelmarkt auf. Darauf folgend bestätigt eine Vielzahl an Studien das Auftreten von höheren Preisen pro Einheit bei großen Verpackungen im Vergleich zum Preis pro Einheit der entsprechend kleineren Verpackung für unterschiedliche Regionen der USA. Tabelle 4-2 gibt einen Überblick über durchgeführte Studien zum Preissetzungsverhalten der Preisauflschlägen unter Angabe der untersuchten Region, der Existenz von Preisauflschlägen, der angewandten Methode sowie dem Untersuchungsschwerpunkt.

Unter Berücksichtigung von 972 und 2177 Produkten ermittelt Widrick (1979a, b) im Rahmen zweier Studien im US-Bundesstaat New York eine Häufigkeit von Preisauflschlägen von 33,8 % und 18,4 %. Besonders betroffen von höheren Preisen pro Einheit bei großen Verpackungseinheiten ist die Produktgruppe Thunfisch mit Häufigkeiten von 84 % und 77 %. Insgesamt testet Widrick sechs unterschiedliche Hypothesen zur weiteren Klärung des Auftretens von Preisauflschlägen und ermittelt anhand von Chi-Quadrat-Unabhängigkeitstests signifikante Unterschiede von Preisauflschlägen zwischen den unterschiedlichen Produktgruppen, den einbezogenen Supermärkten, den Marken und der Anzahl verfügbarer Verpackungsgrößen.

Anfang der 80er Jahre bestätigen Nason und Della Bitta (1983) sowie Walker und Cude (1984) die Existenz von Preisauflschlägen auf dem US-amerikanischen Lebensmittelmarkt. Die Erstgenannten untersuchen dieses Preissetzungsverhalten in zwei zeitlich aufeinander folgenden Studien in Rhode Island und stellen in 24,6 % und in 29,1 % der einbezogenen Produkte Preisauflschläge fest. Des Weiteren ermitteln auch sie in Anlehnung an Widrick signifikante Unterschiede von Preisauflschlägen zwischen den unterschiedlichen Produktgruppen und der Anzahl verfügbarer Verpackungsgrößen eines Produkts.

Walker und Cude (1984) beziehen 910 Produkte aus 15 Supermärkten im Bundesstaat Illinois in ihre Analysen ein und stellen in 169 Fällen höhere Preise pro Einheit bei großen Verpackungseinheiten fest (18,6 %). Neben der Bestätigung signifikanter Unterschiede bei Preisauflagen zwischen den Produktgruppen und der Anzahl verfügbarer Verpackungsgrößen untersuchen Walker und Cude ebenfalls den Zusammenhang zwischen Preisauflagen und dem Verpackungsgrößenverhältnis, der Größe des Supermarkts als auch der Tatsache, ob ein Supermarkt den Grundpreis eines Produkts auszeichnet oder nicht. Als Ergebnis zeigt sich, dass Preisauflagen weniger häufiger auftreten, wenn das Verpackungsgrößenverhältnis (Verpackungsgröße der großen Verpackung dividiert durch die Größe der kleinen Verpackungseinheit) ganzzahlig ist. Demgegenüber zeigt die Größe eines Supermarkts keinen signifikanten Einfluss auf das Auftreten von Preisauflagen. Ebenfalls liegt kein signifikanter Unterschied im Auftreten von Preisauflagen zwischen Supermärkten mit und ohne Grundpreisauszeichnung vor.

Zwei weitere Studien, die die Existenz von Preisauflagen auf US-amerikanischen Lebensmittelmärkten bestätigen, bilden die Untersuchungen von Gupta und Rominger (1996) sowie Manning et al. (1998). Hauptgegenstand der Untersuchung von Gupta und Rominger umfasst die Analyse der ethischen Gründe für Preisauflagen von Handelsunternehmen. Innerhalb dieser Untersuchung determinieren sie unter Einbeziehung von 60 Produkten aus Supermärkten, Discountern und Drogeriemärkten im Nordwesten des US-Bundesstaates Indiana ein durchschnittliches Ausmaß von Preisauflagen von 17,8 %, d. h. dass der Preis pro Einheit der großen Verpackungseinheit im Durchschnitt um 17,8 % höher liegt als der Preis pro Einheit der entsprechend kleineren Verpackungseinheit.

Im Rahmen zweier experimenteller Studien zur Analyse der Verbraucherreaktion auf die Existenz von Preisauflagen untersuchen Manning et al. (1998) ebenfalls die Häufigkeit ihres Auftretens. Unter Einbeziehung von Produkten aus 28 Produktgruppen in 15 Supermärkten lokalisiert in den Bundesstaaten Washington und Arizona stellen Manning et al. in 27,1 % der untersuchten Fälle höhere Preise pro Einheit bei großen Verpackungseinheiten fest.

Tabelle 4-2: Preisaufschläge auf internationalen Lebensmittelmärkten – eine Übersicht

Untersuchung	Region	Methode	Schwerpunkt der Untersuchung	Existenz von Preisauflägen [%]	Durchschnittl. Preisauflschlag [%]
Widrick (1979a)	Oswego County, New York, USA	χ^2 -Unabhangig- keitstest	- Determinierung der Existenz von Preisaufl- schlagen - Test auf signifikante Unterschiede	33,8	-
Widrick (1979b)	Monroe County, New York, USA	χ^2 -Unabhangig- keitstest	- Determinierung der Existenz von Preisaufl- schlagen - Test auf signifikante Unterschiede	18,4	-
Nason/Della Bitta (1983)	Rhode Island, USA	χ^2 -Unabhangig- keitstest	- Determinierung der Existenz von Preisaufl- schlagen - Test auf signifikante Unterschiede - Analyse der Verbraucherwahrnehmung von Preisauflschlagen - Analyse des Nutzens der Grundpreisauszeich- nung	24,6 29,1	- -
Walker/Cude (1984)	Jackson County, Illinois, USA	χ^2 -Unabhangig- keitstest	- Determinierung der Existenz von Preisaufl- schlagen - Test auf signifikante Unterschiede	18,6	-
Cude/Walker (1984)	Jackson County, Illinois, USA	Deskriptive Analysen	- Determinierung der Existenz von Preisaufl- schlagen - Berechnung des erwarteten Einsparungswerts aufgrund von Mengenrabatten	10,0	0,28US-\$

Untersuchung	Region	Methode	Untersuchungsgegenstand	Existenz von Preisauflagen [%]	Durchschnittl. Preisauflage [%]
McGoldrick/Marks (1985)	Manchester, UK	Deskriptive Analysen	- Determinierung der Existenz von Preisauflagen	9,1	-
Gerstner/Hess (1987)	North Carolina, USA	Theoretisches Modell, Deskriptive Analysen	- Determinierung der Existenz von Preisauflagen - Entwicklung eines theoretischen Modells	7,2	11,3
Walden (1988)	Südosten der USA	Logistische Regression, OLS	- Einfluss angebotsinduzierter Faktoren auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Preisauflagen - Einfluss angebotsinduzierter Faktoren auf das Ausmaß von Preisauflagen	-	-
Agrawal et al. (1993)	Western New York, USA	Logistische Regression	- Determinierung der Existenz von Preisauflagen - Einfluss von Produkt- und Haushaltscharakteristika auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Preisauflagen	16,0	-
Zotos/Lysonski (1993)	Thessaloniki, Griechenland	χ^2 -Unabhängigkeitstest	- Determinierung der Existenz von Preisauflagen - Prüfung signifikanter Unterschiede	18,1	-

Untersuchung	Region	Methode	Untersuchungsgegenstand	Existenz von Preisauflagen [%]	Durchschnittl. Preisauflage [%]
Gupta/Rominger (1996)	Northwest Indiana, USA	Deskriptive Analysen	- Determinierung des Ausmaß von Preisauflagen - Analyse der ethischen Gründe für das Auftreten von Preisauflagen	-	17,8
Manning et al. (1998)	Spokane, Washington, USA Tucson, Arizona, USA	Deskriptive Analysen	- Determinierung der Existenz von Preisauflagen - Analyse von Verbraucherreaktionen auf die Existenz von Preisauflagen	27,1	-
Schmidt (2002)	Dänemark	Deskriptive Analysen	- Determinierung der Existenz von Preisauflagen	0,0	-
Mills (2002)	Sydney, Australien		- Determinierung der Existenz von Preisauflagen - Prüfung auf Preisdiskriminierung	9,0	16,0
Sprott et al. (2003)	USA	Logistische Regression	- Determinierung der Existenz von Preisauflagen - Preisauflagen als Folge strategischer Preissetzung von Handelsunternehmen	15,8	-

Quelle: Eigene Zusammenstellung

Im Vordergrund der bisher aufgezeigten Studien steht im Wesentlichen die Determinierung der Existenz von Preisauflagen. Erste Erklärungsansätze bezüglich deren Auftreten erfolgen anhand von Chi-Quadrat-Unabhängigkeitstests zur Analyse signifikanter Unterschiede zwischen dem Auftreten von Preisauflagen und den einbezogenen Produktgruppen, Marken, Größen der Supermärkte, Anzahl verfügbarer Verpackungsgrößen und dem Verpackungsgrößenverhältnis. Eine umfassende empirische Untersuchung der einflussnehmenden Faktoren auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Preisauflagen bleibt dabei jedoch aus.

Diesbezüglich entwickeln Gerstner und Hess (1987) erstmals einen nachfrageorientierten Ansatz, der Einblicke in die Herstellerentscheidung über die Festlegung von Verpackungsgrößen und dessen entsprechende Preise gewährt. Ihr Modell beruht auf der Annahme vollständig informierter Konsumenten, die sich in ihren Konsumraten, ihren Lagerungskosten und in ihren Transportkosten unterscheiden. Unter Berücksichtigung dieser Heterogenität der Konsumenten führt die Gewinnmaximierungsentscheidung des monopolistischen Anbieters zum Angebot unterschiedlicher Verpackungsgrößen zu Preisen pro Einheit, die sowohl Mengenrabatte als auch Preisauflagen umfassen können. Zur Prüfung ihres Modells führen Gerstner und Hess eine Befragung von 263 Personen bezüglich ihrer Konsumententscheidung bei Verpackungsgrößen in Abhängigkeit ihrer Lager- und Transaktionskosten durch. Aus den Ergebnissen wird deutlich, dass der Trade-Off zwischen den Lager- und Transaktionskosten einen Einfluss auf die Entscheidung der Verpackungsgröße ausübt. Konsumenten mit geringen Lagerkosten bevorzugen große Verpackungseinheiten und sind damit bereit, höhere Preise pro Einheit zu zahlen.

Im Gegensatz zu Gerstner und Hess (1987) geht Salop (1977) von einer unvollständigen Information der Konsumenten aus. Diese asymmetrische Informationsverteilung nutzt der monopolistische Anbieter zur Ausübung von Preisdiskriminierung gegenüber den Konsumentengruppen mit hohen Suchkosten. Empirische Studien zeigen, dass Konsumenten mit hoher Informationssuche geringere Preise bezahlen als Konsumenten mit geringer Informationssuche (Carlson und Gieseke, 1983).

Die Modelle nach Gerstner und Hess (1987) sowie Salop (1977) erklären jedoch nicht die systematischen Schwankungen der Preise pro Einheit über die untersuchten Produktgruppen. Diesbezüglich versucht Walden (1988), die Existenz von Preisauflagen aufgrund von angebotsinduzierten Faktoren zu erklären. In seinem Modell geht er von einem Händler in Form einer Produzenten-Verkäufer-Kombination aus, dem zur Gewinnmaximierung eine feste Größe an Regalplatz zur Verfügung steht. Die Maximierung seiner Grenzerlöse ist genau dann erreicht, wenn der Händler seinen gesamten Regalplatz so auf die Produkte verteilt hat, dass die Grenzerlöse pro Einheit Regalplatz für alle Einheiten an Regalplatz gleich sind. Im Gleichgewicht ist es für den Händler damit nicht mehr möglich, zusätzliche Erlöse durch die Veränderung der Zusammenstellung der Verpackungsgrößen zu erzielen. Die daraus resultierende Entscheidungsfunktion des Händlers bezüglich seines Preissetzungsverhaltens ist abhängig von den Verpackungskosten, den Lagerungskosten sowie den Umsatzraten der Produkte. Anhand von Preisinformationen aus der Preisliste eines US-amerikanischen Handelsunternehmens testet Walden die Hypothese, dass bei höheren Kosten und bei geringeren Umsatzraten der Produkte die Wahrscheinlichkeit eines Preisauflags zunimmt. Als Ergebnis der logistischen Regression zeigt sich, dass im Vergleich zum Verpackungsmaterial Glas die Verpackungen Beutel, Flaschen, Kartons und Dosen einer höheren Wahrscheinlichkeit des Preisauflags unterliegen. Des Weiteren ist es für die großen Verpackungen gekühlter bzw. tiefgekühlter Produkte wahrscheinlicher, einen höheren Preis pro Einheit auszuweisen als die entsprechend kleineren Verpackungseinheiten eines Produkts. Bezüglich der Umsatzrate eines Produkts argumentiert Walden, dass Nicht-Lebensmittel einer höheren Umsatzrate unterliegen als Lebensmittel und sich damit eine höhere Wahrscheinlichkeit des Preisauflags für Lebensmittel ergibt. Diese Argumentation bestätigt sich durch einen hoch signifikant negativen Einfluss von Nicht-Lebensmittel auf die Wahrscheinlichkeit des Preisauflags. Als letzten Einfluss fügt Walden zwei exogene Variablen zum Verpackungsgrößenverhältnis zwischen großer und kleiner Verpackung ein. Jedoch zeigt weder die Variable der Größendifferenz zwischen großer und kleiner Verpackung noch die Variable des Verpackungsgrößenverhältnisses einen signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Preisauflagen.

Gleichsam untersucht Walden durch Anwendung einer OLS-Regression den Einfluss dieser erklärenden Variablen auf das Ausmaß von Preisauflagen. Dabei weisen die Verpackungsmaterialien Beutel, Flaschen und Kartons sowie gekühlte bzw. tiefgekühlte Produkte signifikant geringere Mengenrabatte auf. Des Weiteren nimmt das Ausmaß von Mengenrabatten mit zunehmender Differenz zwischen den Verpackungsgrößen eines Produkts zu.

Als Weiterentwicklung der bisherigen Studien kombinieren Agrawal et al. (1993) die Untersuchung des Einflusses sowohl angebots- als auch nachfrageinduzierter Faktoren auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Preisauflagen. Anhand eines logistischen Modells regressieren die Autoren die unabhängigen Variablen der Lagerkosten, der Nachfrage eines Produkts, der Neigung zum Kauf großer Verpackungen sowie die Anzahl naher Substitute eines Produkts auf die abhängige Variable der Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Preisauflagen. Als Ergebnis zeigt sich, dass die Wahrscheinlichkeit von Preisauflagen primär durch die Nachfrage eines Produkts und die Neigung zum Kauf großer Verpackungseinheiten beeinflusst wird. Je größer die Anzahl der Nachfrager eines Produkts, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Preisauflagen. Die Lagerkosten eines Produkts werden durch die erforderlichen Lagerbedingungen abgebildet. Der entsprechende Schätzparameter zeigt an, dass gekühlte und tiefgekühlte Produkte einer höheren Wahrscheinlichkeit des Preisauflags unterliegen als ungekühlte Produkte.

Anhand von Preisinformationen eines US-amerikanischen Handelsunternehmens determinieren Sprott et al. (2003) in 15,7 % der gelisteten Produkte einen höheren Preis pro Einheit der großen Verpackung im Vergleich zum Preis pro Einheit der entsprechend kleineren Verpackung. Gleichsam testen sie die Hypothese, dass Produkte, deren kleine Verpackung im Vergleich zur großen Verpackung höhere Verkaufszahlen aufweist, einer höheren Wahrscheinlichkeit des Preisauflags unterliegen. Darüber hinaus berücksichtigen Sprott et al. eine Reihe exogener Variablen aus der bestehenden empirischen Literatur. Die Ergebnisse der logistischen Regres-

sion zeigen, dass Preisaufschläge mit einer höheren Wahrscheinlichkeit bei solchen Produkten auftreten, deren kleinere Verpackung höhere Verkaufszahlen²² aufweisen.

Erste Evidenz über die Existenz von Preisaufschlägen auf europäischen Lebensmittelmärkten liefern McGoldrick und Marks (1985) in ihrer Untersuchung für den britischen Markt. Sie vergleichen die Preise pro Einheit von Produkten aus zehn unterschiedlichen Produktgruppen in fünf Supermärkten im Norden von Manchester. Als Ergebnis zeigt sich, dass 9,1 % der untersuchten Produkte bei ihrer großen Verpackungseinheit einen höheren Preis pro Einheit aufweisen als die entsprechend kleinere Verpackung. Demgegenüber stellen McGoldrick und Marks bei 86,2 % der einbezogenen Produkte Mengenrabatte fest, wobei der Preis pro Einheit der großen Verpackungseinheit im Durchschnitt um 18,8 % geringer ist als der entsprechende Preis pro Einheit der kleinen Verpackung.

Zotos und Lysonski (1993) überprüfen diese erste Evidenz für Europa anhand einer umfassenden Studie für Thessaloniki, Griechenland. In 26 Supermärkten analysieren sie die Preise pro Einheit von Produkten aus 35 Produktgruppen und in 18,1 % der untersuchten Fälle erweisen sich Preisaufschläge. Anhand von Chi-Quadrat-Unabhängigkeitstests ermitteln Zotos und Lysonski signifikante Unterschiede von Preisaufschlägen zwischen den Produktgruppen, den spezifischen Marken sowie der Anzahl verfügbarer Verpackungsgrößen.

Im Gegensatz zu vorangegangenen Studien versucht Schmidt (2002) erstmals anhand von Haushaltspaneldata, die Existenz von Preisaufschlägen für den dänischen Lebensmittelmarkt zu ermitteln. Als wesentlichen Vorteil seiner Datengrundlage betont er die zeitliche und räumliche Unbeschränktheit dieser Preisinformationen. Erste Ergebnisse weisen jedoch darauf hin, dass keine Preisaufschläge auf dem dänischen Lebensmittelmarkt vorliegen. Im Wesentlichen führt Schmidt seinen Befund auf die zunehmende Popularität der Grundpreisaufzeichnung in den skandinavischen Ländern zurück.

²² Sprott et al. verwenden den Ausdruck „fast moving item“.

Für den deutschen und französischen Lebensmittelmarkt geben Benner und Heidecke (2005) erstes Indiz auf die Existenz von Preisauflschlägen. Durch das Prinzip des „mystery shopping²³“ dokumentieren sie vereinzelt die Existenz von Preisauflschlägen bei unterschiedlichen Produkten. Als wesentlicher Unterschied zu früheren Studien fehlt hier jedoch eine spezifische Quantifizierung der Existenz von Preisauflschlägen.

Die Vielzahl empirischer Evidenz bestätigt die Existenz von Preisauflschlägen auf US-amerikanischen Lebensmittelmärkten. Demgegenüber belegen nur drei Studien das Auftreten höherer Preise pro Einheit bei großen Verpackungen auf europäischen Märkten. Die Untersuchung von Schmidt (2002) widerlegt sogar die Existenz dieses Preissetzungsverhaltens bei Nahrungsmitteln in Dänemark. Daher sind weitere Analysen notwendig, um detaillierte Einblicke in die Existenz und die Ursachen von Preisauflschlägen auf europäischen Lebensmittelmärkten zu erzielen.

Des Weiteren berücksichtigen die bisherigen Studien in ihren Analysen ausschließlich das Preissetzungsverhalten der Preisauflschläge, wobei die Preisentscheidung des Händlers über Mengenrabatt oder Preisauflschlag nicht unabhängig voneinander ist. Die nachfolgenden Analysen beziehen daher das Preissetzungsverhalten sowohl der Mengenrabatte als auch der Preisauflschläge in ein bivariates Modell ein. Daran anschließend erfolgt die Untersuchung der einflussnehmenden Faktoren auf das Ausmaß der Differenz zwischen dem Preis pro Einheit der großen Verpackung im Vergleich zum Preis pro Einheit der entsprechend kleineren Verpackung eines Produkts. Hierbei steht das Ausmaß der Mengenrabatte und Preisauflschläge in Abhängigkeit zur Preissetzungsentscheidung des Händlers. Zur Berücksichtigung dieser Entscheidung werden in eine zweite Stufe eines Heckman-Schätzverfahrens Selektivitätsterme in die Regressionsgleichungen eingefügt, wodurch eine mögliche Verzerrung der Schätzparameter ausgeschlossen wird.

Die Mehrzahl oben angeführter Studien untersucht das Auftreten von Preisauflschlägen anhand von Preisinformationen, die direkt in Geschäften erhoben oder anhand

²³ Die Datenerhebung erfolgt im Rahmen des mystery shopping in Form einer verdeckten Situationsanalyse. Die Erhebung bleibt damit verborgen.

von Preislisten, die durch Handelsunternehmen zu Forschungszwecken zur Verfügung gestellt wurden. Schmidt (2002) argumentiert, dass als wesentlicher Nachteil dieser Datengrundlagen eine räumliche und zeitliche Beschränktheit der Preisinformationen vorliegt. Studien, die auf direkt erhobenen Preisangaben basieren, determinieren zu einem bestimmten Zeitpunkt für einen geographisch begrenzten Raum die Existenz von Preisaufschlägen. Auch Preislisten unterliegen dieser räumlichen Begrenzung, da nur für lediglich ein Handelsunternehmen Aussagen getroffen werden können.

Des Weiteren ergibt sich aus der direkten Erhebung von Preisinformationen die Problematik einer möglichen Verzerrung der Produktauswahl. Aufgrund der Produktvielfalt im Lebensmitteleinzelhandel kann es als problematisch angesehen werden, eine vollständige Erhebung aller angebotenen Produkte zu erfüllen. Daher wird in den Studien, die auf direkten Preiserhebungen basieren, eine Produktauswahl getroffen. Bei dieser Auswahl kann es zu einer Verzerrung zugunsten von Produkten mit Preisaufschlägen oder Mengenrabatten kommen, so dass es entsprechend zu einer Über- oder Unterschätzung der Existenz von Preisaufschlägen oder Mengenrabatten kommt.

Diese Nachteile werden bei der Analyse von Preisaufschlägen und Mengenrabatten anhand von Haushaltspaneldaten ausgeschaltet. Hier erfolgt die Produktauswahl aufgrund der Konsumententscheidung der Verbraucher und unterliegt keinen Verzerrungen. Gleichsam wird die räumliche und zeitliche Beschränkung der Datengrundlage aufgehoben. Durch eine repräsentative Stichprobe von Haushalten liefert ein Haushaltspanel umfassende Preisinformationen über ein abgeschlossenes geographisches Gebiet eines Landes sowie über einen unbegrenzten Zeitraum. Um die angeführten Nachteile direkt erhobener Preisinformationen auszuschalten, erfolgen die weiteren Analysen auf Grundlage von Haushaltspaneldaten (Schmidt, 2002).

4.3 Theoretisches Modell zur Preissetzung der Mengenrabatte und Preisauflschläge

Nachfolgend soll in Anlehnung an Walden (1988) ein Modell entwickelt werden, das aufgrund von angebotsorientierten Faktoren die Existenz von Mengenrabatten und Preisauflschlägen erklärt. Diesbezüglich wird angenommen, dass der Besitzer eines Supermarkts als gewinnmaximierender Monopolist agiert, da sobald ein Konsument den Supermarkt betreten hat, die Kosten eines erneuten Wechsels der Einkaufsstätte den Nutzen übersteigen würden. Der Output des Händlers $y = f(x_{1i}, x_{2i})$ setzt sich aus dem Angebot kleiner (x_{1i}) und großer Verpackungsgrößen (x_{2i}) unterschiedlicher Produkte (i) zusammen. Der Händler sieht sich der inversen Nachfragefunktion $p(y)$ gegenüber. Aus dem Verkauf von y Einheiten Output ergibt sich der Erlös des Händlers als $R(y) = p(y)y = \sum_{i=1}^N p_{1i}x_{1i} + \sum_{i=1}^N p_{2i}x_{2i}$. Demgegenüber bilden $C(x_{1i}, x_{2i})$ die Kosten des Händlers, die aus der Bereitstellung des Outputs y entstehen.

Der zu maximierende Gewinn π ergibt sich aus der Differenz des Erlöses $R(y)$ und der Kosten $C(x_{1i}; x_{2i})$:

$$\max_{x_{1i}; x_{2i}} \pi = R(f(x_{1i}; x_{2i})) - C(x_{1i}; x_{2i}); \quad i=1, \dots, N \quad (4.1)$$

Bei der Maximierung seiner Gewinne unterliegt der Händler der Restriktion des ihm zur Verfügung stehenden Regalplatzes, wobei die Platzierung der einzelnen Produkte (Produktgrößen $(t_{1i}; t_{2i})$) die maximale Regalfläche s nicht überschreiten darf:

$$s \geq \sum_{i=1}^N t_{1i}x_{1i} + \sum_{i=1}^N t_{2i}x_{2i}, \quad t_{2i} > t_{1i} \quad (4.2)$$

Des Weiteren gilt die Nebenbedingung:

$$x_{1i}, x_{2i} > 0, \quad (4.3)$$

so dass der Händler sowohl kleine als auch große Verpackungseinheiten anbieten muss.

Das Entscheidungsproblem beinhaltet die Auswahl an Produkten in kleinen und großen Verpackungseinheiten sowie die Festlegung des jeweiligen Preises pro Einheit für die unterschiedlichen Verpackungsgrößen. Dieses Entscheidungsproblem kann wie folgt formuliert werden:

$$\Phi = R(f(x_{1i}; x_{2i})) - C(x_{1i}; x_{2i}) + \lambda(s - \sum_{i=1}^N t_{1i} x_{1i} - \sum_{i=1}^N t_{2i} x_{2i}), \quad (4.4)$$

wobei λ für den Lagrange-Multiplikator der Regalplatz-Restriktion steht.

Da die Nebenbedingungen Ungleichungen beinhalten, müssen zur Maximierung der Lagrange-Funktion unter Berücksichtigung von x_{1i} , x_{2i} , und λ neben den partiellen Ableitungen (4.5) auch die Nicht-Negativitäts-Bedingungen und die „Complementary Slackness“ Bedingungen berücksichtigt werden (Chiang, 1967):

$$\frac{\partial \Phi}{\partial x_{1i}} = \frac{\partial R}{\partial x_{1i}} - \frac{\partial C}{\partial x_{1i}} - \lambda t_{1i} \leq 0; \quad x_{1i} \geq 0; \quad x_{1i} \frac{\partial \Phi}{\partial x_{1i}} = 0 \quad (4.5)$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial x_{2i}} = \frac{\partial R}{\partial x_{2i}} - \frac{\partial C}{\partial x_{2i}} - \lambda t_{2i} \leq 0; \quad x_{2i} \geq 0; \quad x_{2i} \frac{\partial \Phi}{\partial x_{2i}} = 0 \quad (4.6)$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \lambda} = s - \sum_{i=1}^N t_{1i} x_{1i} - \sum_{i=1}^N t_{2i} x_{2i} \geq 0; \quad \lambda \geq 0; \quad \lambda \frac{\partial \Phi}{\partial \lambda} = 0 \quad (4.7)$$

Ungleichung (4.5) beinhaltet, dass die Grenzerlöse der Verpackungseinheit x_{1i} im Optimum nicht größer als die entsprechenden Grenzkosten plus einen Faktor in Abhängigkeit zur kleinen Verpackungsgröße (λt_{1i}) sein dürfen. Durch die gleichzeitig geltende „Complementary Slackness“ Bedingung bedeutet dies, dass wenn es im Optimum zum Angebot der Verpackungseinheit x_{1i} kommt ($x_{1i} > 0$), die Grenzerlöse von x_{1i} exakt den Grenzkosten von x_{1i} plus dem Faktor λt_{1i} entsprechen müssen

($\frac{\partial \Phi}{\partial x_{1i}} = 0$). Wenn die Grenzerlöse von x_{1i} jedoch hinter den Grenzkosten plus dem Faktor λt_{1i} zurückbleiben ($\frac{\partial \Phi}{\partial x_{1i}} < 0$), dann sollte die Verpackungseinheit x_{1i} nicht durch den Händler angeboten werden ($x_{1i} = 0$).

Entsprechend besagt Ungleichung (4.6), dass die Grenzerlöse der großen Verpackungseinheit x_{2i} im Optimum den Grenzkosten von x_{2i} plus einem Faktor in Abhängigkeit zur großen Verpackungsgröße λt_{2i} entsprechen müssen. Da gleichzeitig die „complementary slackness“ Bedingung gilt, muss ein x_{2i} gefunden werden, so dass entweder die partielle Ableitung der Lagrange-Funktion nach x_{2i} als Gleichung erfüllt wird ($\frac{\partial \Phi}{\partial x_{2i}} = 0$) oder x_{2i} selber den Wert Null annimmt.

Gleichung (4.7) gibt erneut die Nebenbedingung der Platzrestriktion wieder, der der Händler unterliegt. Durch die „complementary slackness“ Bedingung gilt, dass der Händler im Optimum seinen Regalplatz durch die Platzierung kleiner und großer Verpackungen optimal ausnutzen muss ($\frac{\partial \Phi}{\partial \lambda} = 0$), da sonst der Lagrange-Multiplikator als Indikator des Schattenpreises für den Regalplatz den Wert Null annimmt.

Aus Ungleichung (4.5) ergibt sich durch die Ableitung des Erlöses nach x_{1i} und der Umformung nach λ folgender Term:

$$\lambda \geq \frac{p_{1i} - \frac{\partial C}{\partial x_{1i}}}{t_{1i}}. \quad (4.8)$$

Ungleichung (4.8) stellt den Gewinn pro Einheit durch die Verpackungseinheit x_{1i} dar. Um bestimmen zu können, ob es zu einem Preiszuschlag oder einem Mengenrabatt kommt, muss der Preis pro Einheit der großen Verpackung ins Verhältnis zum Preis pro Einheit der kleinen Verpackung gesetzt werden. Dazu wird Ungleichung (4.8) in Ungleichung (4.6) eingesetzt:

$$p_{2i} - \frac{\partial C}{\partial x_{2i}} - \left(\frac{p_{1i} - \frac{\partial C}{\partial x_{1i}}}{t_{1i}} \right) t_{2i} \geq 0. \quad (4.9)$$

Durch Umformung ergibt sich:

$$\frac{p_{2i}}{t_{2i}} - \frac{\frac{\partial C}{\partial x_{2i}}}{t_{2i}} \geq \frac{p_{1i}}{t_{1i}} - \frac{\frac{\partial C}{\partial x_{1i}}}{t_{1i}}. \quad (4.10)$$

Ist das Verhältnis des Preises pro Einheit der großen Verpackungseinheit $\left(\frac{p_{2i}}{t_{2i}} \right)$ zum

Preis pro Einheit der kleinen Verpackung $\left(\frac{p_{1i}}{t_{1i}} \right)$ größer 1, so liegt ein Preisaufschlag

vor. Ist das Verhältnis kleiner 1, so liegt ein Mengenrabatt vor. Ungleichung (4.11) gibt daher an, unter welchen Bedingungen ein Preisaufschlag vorliegt. Entsprechend gibt Ungleichung (4.12) an, unter welchen Voraussetzungen sich ein Mengenrabatt ergibt:

$$\frac{\frac{p_{2i}}{t_{2i}}}{\frac{p_{1i}}{t_{1i}}} \geq \frac{\frac{\frac{\partial C}{\partial x_{2i}}}{t_{2i}}}{\frac{\frac{\partial C}{\partial x_{1i}}}{t_{1i}}} > 1 \quad (4.11)$$

$$\frac{\frac{p_{2i}}{t_{2i}}}{\frac{p_{1i}}{t_{1i}}} \geq \frac{\frac{\frac{\partial C}{\partial x_{2i}}}{t_{2i}}}{\frac{\frac{\partial C}{\partial x_{1i}}}{t_{1i}}} < 1 \quad (4.12)$$

Aus Ungleichung (4.11) folgt, dass das Verhältnis aus dem Preis pro Einheit der großen Verpackung zum Preis pro Einheit der kleinen Verpackung größer 1 ist, wenn gilt:

$$\frac{\partial C}{\partial x_{2i}} \cdot \frac{t_{1i}}{t_{2i}} > \frac{\partial C}{\partial x_{1i}} \quad (4.13)$$

Analog folgt aus Ungleichung (4.12), dass das Verhältnis aus dem Preis pro Einheit der kleinen Verpackung zum Preis pro Einheit der großen Verpackung kleiner 1 ist, wenn gilt:

$$\frac{\partial C}{\partial x_{2i}} \cdot \frac{t_{1i}}{t_{2i}} < \frac{\partial C}{\partial x_{1i}} \quad (4.14)$$

Aus Ungleichung (4.13) geht hervor, dass wenn die Grenzkosten der Produktion der großen Verpackungseinheit multipliziert mit dem Verpackungsgrößenverhältnis oberhalb der Grenzkosten der Produktion der kleinen Verpackung liegen, es dann zum Preisaufschlag kommt. Des Weiteren besagt Ungleichung (4.13), dass neben den Grenzkosten der Produktion gleichsam das Verpackungsgrößenverhältnis einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit eines Preisaufschlags ausübt. Mit zunehmender Größendifferenz zwischen der kleinen und großen Verpackungseinheit geht das Verhältnis der Verpackungsgrößen ($\frac{t_{1i}}{t_{2i}}$) gegen Null, wodurch der Term auf der linken Seite von Ungleichung (4.13) kleiner wird und damit die Wahrscheinlichkeit eines Preisaufschlags abnimmt.

Im Gegensatz dazu geht aus Ungleichung (4.14) hervor, dass ein Mengenrabatt auftritt, wenn die Grenzkosten der Produktion der großen Verpackung multipliziert mit dem Verpackungsgrößenverhältnis die Grenzkosten der Produktion der kleineren Verpackung unterschreiten. Dabei nimmt die Wahrscheinlichkeit des Auftretens eines Mengenrabatts mit zunehmender Differenz zwischen den beiden Verpackungsgrößen der großen zur kleinen Verpackungseinheit zu.

Damit lässt sich aus den Ungleichungen (4.13) und (4.14) ableiten, dass die Grenzkosten der Produktion der großen und kleinen Verpackung sowie das Verpackungsgrößenverhältnis die beeinflussenden Faktoren für das Auftreten von Mengenrabatten und Preisauflagen darstellen. Für die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Mengenrabatten und Preisauflagen ergeben sich daraus unterschiedliche Hypothesen, die es zu überprüfen gilt.

Wie bereits aus Ungleichung (4.13) hervorgegangen ist, nimmt mit zunehmender Größendifferenz zwischen den Verpackungen die Wahrscheinlichkeit eines Preisauflags ab. Damit wird ein negativer Zusammenhang zwischen dem Verpackungsgrößenverhältnis und der Wahrscheinlichkeit von Preisauflagen erwartet.

Die Grenzkosten der Produktion werden durch unterschiedliche Faktoren beeinflusst. So unterscheiden sich beispielsweise Produkte hinsichtlich ihrer Lagerbedingungen. Zahlreiche Produkte benötigen eine gekühlte bzw. tiefgekühlte Lagerung, wobei die benötigte Zeit zur Kühlung eines Produkts mit zunehmender Oberfläche abnimmt. Große Verpackungen haben eine geringere Oberfläche als die entsprechende Menge verpackt in kleinen Verpackungseinheiten, wodurch die Grenzkosten der Produktion einer großen Verpackung bei gekühlten bzw. tiefgekühlten Produkten höher liegen können als die Grenzkosten der Produktion einer kleinen Verpackung. Daraus resultiert, dass im Vergleich zu ungekühlten Produkten, gekühlte und tiefgekühlte Produkte einer höheren Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Preisauflagen unterliegen.

Ähnlich verhält es sich mit den Kosten an Verpackungsmaterial. Üblicherweise nehmen die Materialkosten bei Zunahme der Verpackungsgröße ab, da die Menge an benötigtem Verpackungsmaterial pro Einheit abnimmt. Diese Größendegression (Economies of Scale) variiert jedoch in Abhängigkeit des verwendeten Verpackungsmaterials. So kann das Angebot eines Produkts in einer großen Verpackung zum Beispiel dazu führen, dass gleichsam die Stabilität der Verpackung erhöht werden muss und damit die Grenzkosten der Produktion der großen Verpackung oberhalb derer der kleineren Verpackung liegen.

Die Einkaufspreise von Nahrungsmitteln werden jährlich in Verhandlungen zwischen dem Lebensmitteleinzelhandel und den Unternehmen der Ernährungsindustrie ausgehandelt. Dabei können die unterschiedlichen Handelsunternehmen in Abhängigkeit ihrer Absatzmengen, ihres Verhandlungsgeschicks oder ihrer Verkaufsstrategien unterschiedliche Einkaufspreise erzielen. Dies kann dazu führen, dass verschiedene Handelsunternehmen voneinander abweichende Grenzkosten für Produkte in unterschiedlichen Verpackungsgrößen aufweisen und damit die Wahrscheinlichkeit an Preisauflagen zwischen den Handelsunternehmen variiert.

Das Ausmaß von Mengenrabatten und Preisauflagen ergibt sich aus der Differenz zwischen den Preisen pro Einheit der großen Verpackung und dem Preis pro Einheit der kleineren Verpackung eines Produkts. Dies berechnet sich aus der Umformung der Ungleichung (4.11):

$$\frac{p_{2i}}{t_{2i}} - \frac{p_{1i}}{t_{1i}} \geq \frac{\frac{\partial C}{\partial x_{2i}}}{t_{2i}} - \frac{\frac{\partial C}{\partial x_{1i}}}{t_{1i}} \quad (4.15)$$

wobei der Term der linken Seite von Ungleichung (4.15) das Ausmaß der Mengenrabatte bzw. Preisauflagen darstellt. Ergibt sich eine negative Differenz, so liegt ein Mengenrabatt vor. Entsprechend ergibt sich ein Preisauflage bei einer positiven Differenz.

Allgemein kann Ungleichung (4.15) wie folgt ausgedrückt werden:

$$\frac{\Delta p_i}{\Delta t_i} \geq \frac{\Delta \frac{\partial C}{\partial x_i}}{\Delta t_i} \quad (4.16)$$

Ungleichung (4.16) zeigt an, dass die Differenz zwischen den Preisen pro Einheit von zwei unterschiedlichen Verpackungsgrößen eines Produkts durch die Abweichung der Grenzkosten pro Einheit der großen zur kleineren Verpackung beeinflusst wird. Daraus wird deutlich, dass die oben diskutierten einflussnehmenden Faktoren

auf die Grenzkosten der unterschiedlichen Verpackungseinheiten gleichsam auch das Ausmaß der Mengenrabatte und Preisaufschläge beeinflussen.

4.4 Empirische Spezifikation

Die Herleitung der empirischen Spezifikation aus dem theoretischen Modell resultiert aus mehreren aufeinander folgenden Schritten. Als Ausgangspunkt kann hierbei die Preissetzungsentscheidung des Händlers als Probit Modell formuliert werden, wodurch die Wahrscheinlichkeit, dass ein Händler j einen Preisaufschlag, einen Mengenrabatt bzw. lineare Preise festsetzt, berechnet wird. Das bivariate Probit Modell gilt als Erweiterung des Probit Modells (Greene, 2003).

Aus Ungleichung (4.13) des theoretischen Modells folgt, dass ein Preisaufschlag unter genau der Voraussetzung auftritt, wenn die Grenzkosten der großen Verpackung eines Produkts die Grenzkosten der entsprechend kleineren Verpackungseinheit übersteigen. Demgegenüber gibt Ungleichung (4.14) an, dass ein Mengenrabatt genau dann auftritt, wenn die Grenzkosten der großen Verpackungseinheit hinter den Grenzkosten der kleineren Verpackung eines Produkts zurückbleiben. Unter Verwendung der Bezeichnung Y_{si}^* zur Kennzeichnung des Auftretens eines Preisaufschlags sowie C_{si} und C_{li} zur Kennzeichnung der Grenzkosten entsprechend der kleinen (s) und großen (l) Verpackung eines Produkts i kann das Auftreten eines Preisaufschlags wie folgt formuliert werden:

$$Y_{si}^* > 0 \Leftrightarrow C_{li} - C_{si} > 0 \quad (4.17)$$

Analog dazu kann das Auftreten eines Mengenrabatts mit der Kennzeichnung Y_{di}^* entsprechend formuliert werden:

$$Y_{di}^* > 0 \Leftrightarrow C_{li} - C_{si} < 0. \quad (4.18)$$

Die latenten Variablen Y_{si}^* und Y_{di}^* sind nicht beobachtbar, da diese subjektiv sind. Im Gegensatz dazu ist jedoch das Preissetzungsverhalten in Form von Preisauflschlag oder Mengenrabatt beobachtbar. Unter der Bedingung $C_{li} - C_{si} > 0$ nimmt Y_{si} den Wert 1 beim Auftreten eines Preisauflschlags an. Ansonsten ist $Y_{si} = 0$. Beim Auftreten eines Mengenrabatts nimmt Y_{di} den Wert 1 an, wenn gilt $C_{li} - C_{si} < 0$, ansonsten ist $Y_{di} = 0$. Daraus folgt die Modellierung der Preissetzungsentscheidung durch die beiden Gleichungen:

$$Y_{si} = \beta X_{si} + \xi_{si}, \quad (4.19)$$

$$Y_{di} = \gamma X_{di} + \xi_{di}. \quad (4.20)$$

Dabei wird angenommen, dass für die Residuen der beiden Gleichungen $E(\xi_{si}) = E(\xi_{di}) = 0$; $\text{var}(\xi_{si}) = \text{var}(\xi_{di}) = 1$ und $\text{cov}(\xi_{si}) = \text{cov}(\xi_{di}) = \rho$ gilt (Greene, 2003). Bei der t-Statistik des Schätzparameters $\hat{\rho}$ handelt es sich um einen Wald-Test, der die Korrelation der beiden Fehlerterme aus Gleichung (4.19) und (4.20) auf statistische Signifikanz prüft. Anhand dessen können Aussagen darüber getroffen werden, ob eine simultane Schätzung der Preissetzungsentscheidung durch ein bivariates Probit Modell oder eine separate Schätzung durch zwei einzelne Probit Modelle angewendet werden muss.

Walden (1988) zeigt in seiner Untersuchung, dass neben der Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Preisauflschlägen gleichsam der Einfluss exogener Variablen auf das Ausmaß von Preisauflschlägen einen interessanten Untersuchungsaspekt bildet. Diesbezüglich soll nachfolgend der Einfluss von Produkt- und Unternehmenscharakteristika auf das Ausmaß von Preisauflschlägen und Mengenrabatten analysiert werden. Dies kann wie folgt spezifiziert werden:

$$Y_{si}^e = \alpha X_{si}^e + e_{si} \quad (4.21)$$

$$Y_{di}^e = \delta X_{di}^e + e_{di} \quad (4.22)$$

Hierbei bilden Y_{si}^e und Y_{di}^e entsprechend das Ausmaß von Preisauflschlägen und Mengenrabatten ab. X_{si}^e und X_{di}^e stellen Vektoren dar, die das Ausmaß von Preisauflschlägen und Mengenrabatten beeinflussen, α und δ bilden entsprechend die zu schätzenden Vektoren an Parametern und e_{si} und e_{di} bilden die Fehlerterme ab.

Die Schätzung der Parameter der beiden Regressionsgleichungen (4.21) und (4.22) anhand der Kleinst-Quadrat-Methode (OLS) würde aufgrund von Selektivitätsproblemen an dieser Stelle zu verzerrten Schätzparametern führen, da sie die Preissetzungsentscheidung über Preisauflschläge und Mengenrabatte unberücksichtigt lassen. Heckman (1976, 1979) entwickelt diesbezüglich ein zweistufiges Schätzverfahren, welches diese Selektivitätsprobleme mit einbezieht. In der ersten Stufe des zweistufigen Heckman-Modells werden zunächst die Parameter der beiden Regressionsgleichungen (4.19) und (4.20) durch ein bivariates Probit geschätzt. Hierbei fließen als endogene Variablen das Auftreten von Mengenrabatten bzw. Preisauflschlägen ein und als exogene Variablen diejenigen Produkt- und Unternehmenscharakteristika, die diese Preissetzungsentscheidungen beeinflussen. Dadurch errechnen sich die zusammenhängenden Wahrscheinlichkeiten des Auftretens von Preisauflschlägen und Mengenrabatten sowie die Schätzer der Parameter β , γ und ρ . Diese Schätzungen werden zur Berechnung der Selektivitätsterme von Preisauflschlägen und Mengenrabatten genutzt, die daraufhin in die Regressionsgleichungen (4.21) und (4.22) zum Ausmaß von Preisauflschlägen und Mengenrabatten eingefügt werden:

$$Y_{si}^e = \alpha X_{si}^e + \theta^s \hat{\lambda}_i^s + \theta^d \hat{\lambda}_i^d + e_{si}^*, \quad (4.23)$$

$$Y_{di}^e = \delta X_{di}^e + \theta^d \hat{\lambda}_i^d + \theta^s \hat{\lambda}_i^s + e_{di}^*. \quad (4.24)$$

$\hat{\lambda}_i^s$ und $\hat{\lambda}_i^d$ kennzeichnen das Auftreten entsprechend von Preisauflschlägen und Mengenrabatten. e_{si}^* und e_{di}^* bilden die Fehlerterme.

Die Selektivitätsterme $\hat{\lambda}_i^s$ und $\hat{\lambda}_i^d$ sind gegeben durch:

$$\hat{\lambda}_i^s = \phi(W^s) \cdot \frac{\Phi \left[(W^d - \hat{\rho} Z_i^d) / (1 - \hat{\rho}^2)^{\frac{1}{2}} \right]}{\Phi_2} \quad (4.25)$$

$$\hat{\lambda}_i^d = \phi(W^d) \cdot \frac{\Phi \left[(W^s - \hat{\rho} Z_i^s) / (1 - \hat{\rho}^2)^{\frac{1}{2}} \right]}{\Phi_2} \quad (4.26)$$

mit $W^s = -X_i^s \hat{\beta}$, $W^d = -X_i^d \hat{\gamma}$.

Φ_2 kennzeichnet die kumulierte bivariate Normalverteilungsfunktion, dessen Dichtefunktion durch ϕ_2 beschrieben wird.

Der nachfolgende Abschnitt umfasst eine Beschreibung der verwendeten Daten zur Determinierung von Preisauflägen und Mengenrabatten im deutschen Lebensmitteleinzelhandel sowie zur Analyse der Einflussfaktoren auf die Wahrscheinlichkeiten des Auftretens von Preisauflägen und Mengenrabatten und deren Ausmaß durch die Schätzung eines zweistufigen Heckman-Modells.

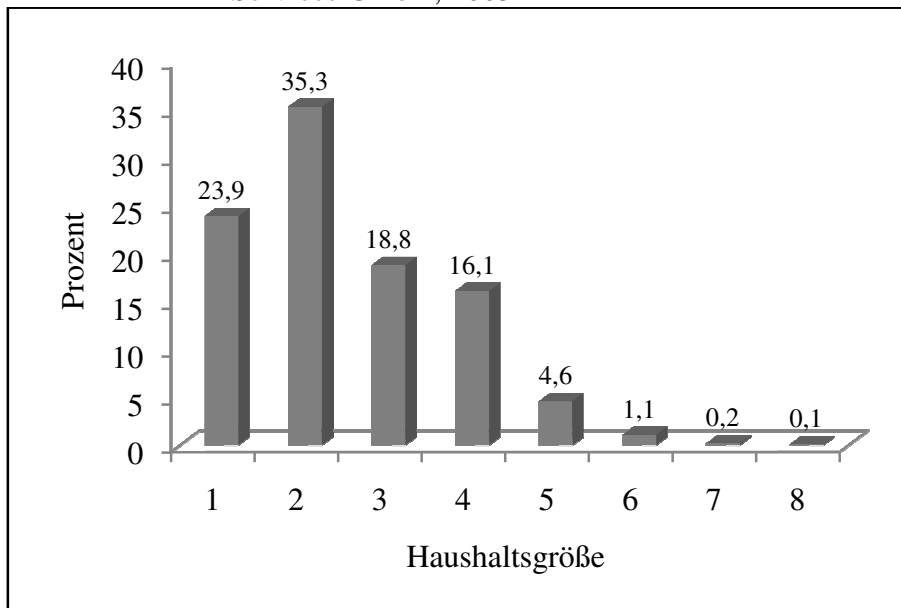
4.5 ConsumerScan der GfK Panel Services GmbH

Für die nachfolgenden Analysen des Preissetzungsverhaltens der Mengenrabatte und Preisauflägen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel werden Daten aus dem Haushaltspanel ConsumerScan der GfK Panel Services GmbH verwendet. Innerhalb dieses Panels berichten über 14.000 Haushalte über ihre täglichen Kaufaktivitäten, indem diese mit einem Handlesegerät den EAN-Strichcode²⁴ aller gekauften Produkte nochmals nach dem Kauf einlesen. Damit liefern die Haushalte kombinierte Informationen aus Haushalts- und Produktcharakteristika. Die durchschnittliche Haushaltsgröße liegt bei 2,47 Haushaltsmitgliedern mit einer Bandbreite von 1- bis 8-Personen. Die Verteilung der Haushaltsgröße ist in Abbildung 4-1 abgebildet. Ein

²⁴ EAN = European Article Number

Großteil entfällt auf die 1- und 2-Personen-Haushalte mit knapp 24 % und 35 % Prozent. Lediglich 6 % stellen Haushalte mit fünf oder mehr Personen dar. Die 3-Personen-Haushalte nehmen ca. 19 % und die 4-Personen-Haushalte ca. 16 % ein.

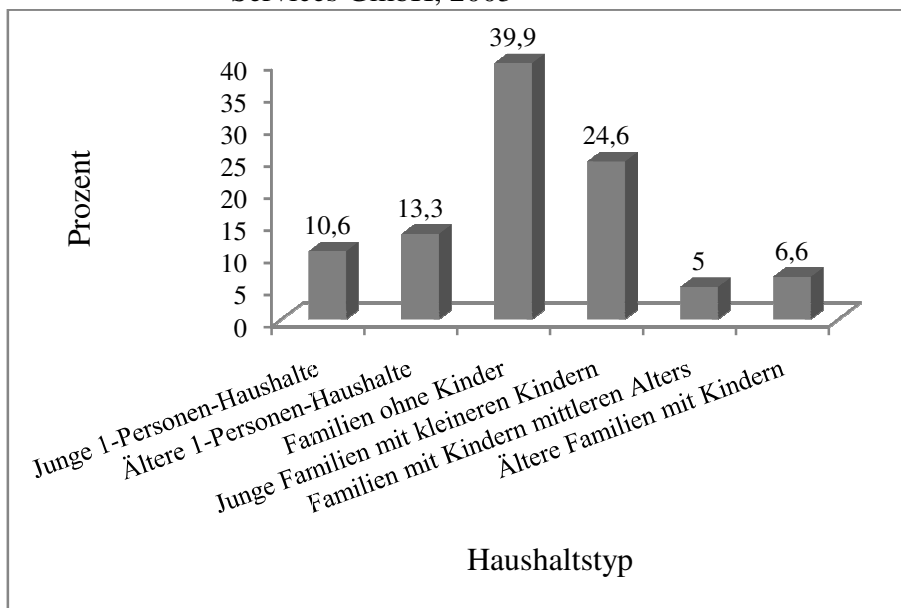
Abbildung 4-1: Verteilung der Haushaltsgröße im ConsumerScan der GfK Panel Services GmbH, 2003



Quelle: Eigene Darstellung

Abbildung 4-2 stellt die Verteilung der Haushaltstypen im Haushaltspanel ConsumerScan dar. 23,9 % der Haushalte stellen 1-Personen-Haushalte dar, wobei 10,6 % junge Singlehaushalte und 13,3 % alleinstehende Senioren abbilden. Ein Großteil entfällt auf den Haushaltstyp Familien ohne Kinder mit knapp 40 %. Demgegenüber stehen die Familien mit Kindern mit insgesamt 36,2 %. Hierbei entfallen 24,6 % auf junge Familien mit kleineren Kindern, 5,0 % auf Familien mit Kindern im mittleren Alter und 6,6 % auf Familien mit älteren Kindern.

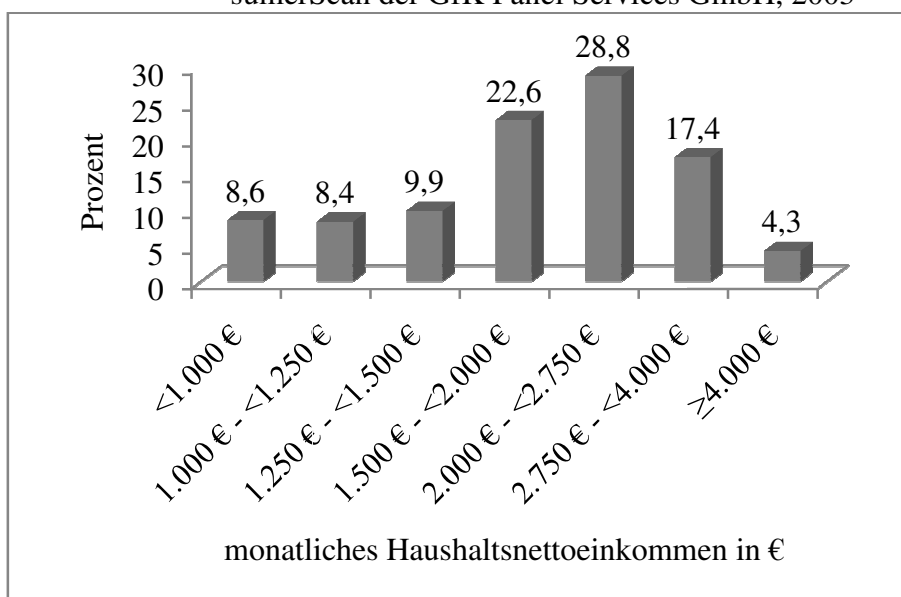
Abbildung 4-2: Verteilung der Haushaltstypen im ConsumerScan der GfK Panel Services GmbH, 2003



Quelle: Eigene Darstellung

Das Haushaltsnettoeinkommen wird im Haushaltspanel durch 16 unterschiedliche Einkommensklassen von unter 500 € bis über 4.000 € erfasst. Abbildung 4-3 stellt die Verteilung des Haushaltsnettoeinkommens über sieben aggregierte Einkommensklassen dar.

Abbildung 4-3: Verteilung des monatlichen Haushaltsnettoeinkommens im ConsumerScan der GfK Panel Services GmbH, 2003



Quelle: Eigene Darstellung

Weniger als 10 % der Haushalte verfügen über ein Nettoeinkommen von weniger als 1.000 €. Weitere knapp 10 % entfallen auf die Einkommensklassen 1.000 € bis 1.250 € und 1.250 € bis 1.500 €. Fast ein Drittel der Haushalte verdienen zwischen 2.000 € und 2.750 €. Lediglich 4,3% fallen in die höchste Einkommensklasse mit über 4.000 € monatlichem Nettoeinkommen.

Für die Bestimmung der Existenz von Preisauflagen und Mengenrabatten im deutschen Lebensmitteleinzelhandel werden aus diesem Panel Informationen über die Konsumaktivität der teilnehmenden Haushalte während des Jahres 2003 über 24 Produktgruppen aus den Produktkategorien Milch und Milchprodukte (Weiße Linie), alkoholfreie Erfrischungsgetränke und Convenience Produkte herausgelöst. Der verbleibende Datensatz umfasst zugleich Informationen über Produkte, die in Tankstellen, an Automaten oder am Kiosk erworben wurden. Da hier sowohl die Preise als auch das Produktsortiment extrem vom traditionellen Lebensmitteleinzelhandel abweichen, werden im Weiteren nur Produktkäufe berücksichtigt, die in den Einkaufsstätten der 30 umsatzstärksten deutschen Handelsunternehmen getätigt wurden^{25, 26}. Ebenfalls werden Produktkäufe ausgeschlossen, die auf einem Sonderangebot beruhen. Widrick (1979b) und Nason und Della Bitta (1984) berichten in ihren Untersuchungen, dass entsprechend 10 % und 20,2 bzw. 26,8 % der von ihnen festgestellten Preisauflagen auf ein temporäres Sonderangebot der kleinen Verpackung eines Produkts zurückzuführen sind. Hierbei kommt es zur Determinierung eines Preisauflags, da der Preis pro Einheit der großen Verpackung den sonderangebotsreduzierten Preis pro Einheit der kleinen Verpackung für die Dauer des Sonderangebots übersteigt.

Infolge dieses ersten Auswahlprozesses verbleiben von den zu Beginn aufgeführten knapp drei Millionen Einzelbeobachtungen noch 2,5 Millionen Einzeltransaktionen. Auf aggregierter Produktebene zeigt sich aus dieser Vielzahl an Einzeltransaktionen eine Produktanzahl von 4.659 unterschiedlichen Produkten über die 24 einbezogenen Produktgruppen. Tabelle 4-3 gibt einen umfassenden Überblick über die Struktur

²⁵ Überblick über die Top 30 deutschen Handelsunternehmen: vgl. Anhang 8-30.

²⁶ Zuordnung der Einkaufsstätten des GfK ConsumerScan Haushaltspanels zu den Top 30 Handelsunternehmen des deutschen Lebensmitteleinzelhandels: vgl. Anhang 8-31.

dieser Produkte. Innerhalb der ersten Spalte sind die 24 einbezogenen Produktgruppen aufgeführt²⁷. Die Anzahl an Einzelbeobachtungen je Produktgruppe zeigt die zweite Spalte an. Hierbei wird deutlich, dass eine hohe Anzahl an Einzeltransaktionen auf die Produktkategorie Milch und Milchprodukte entfällt. Über 60 % der Einzelproduktkäufe wurden im Bereich der Molkereiprodukte getätigt. Weitere 22 % entfallen auf die Produktkategorie alkoholfreie Erfrischungsgetränke und 16 % auf die Kategorie Convenience-Produkte.

Die Aggregation dieser Einzelbeobachtungen auf Produktebene zeigt die Anzahl unterschiedlicher Produkte in den verschiedenen Produktgruppen in Spalte 3 an. Eine hohe Anzahl an Produkten liegt in den Gruppen Tiefkühlprodukte, Cerealien/Müsli und Joghurt vor. Eine geringe Produktvielfalt weisen die Produktgruppen Extraktkaffee, Bittergetränke und Fertiggerichte in Schalen auf. In der darauf folgenden Spalte ist der Anteil an Handelsmarken angegeben. Durchschnittlich bilden knapp 21 % der einbezogenen Produkte Handelsmarken.

Als grundlegende Voraussetzung für das Auftreten von Mengenrabatten und Preisauflagen gilt das Angebot eines Produkts in unterschiedlichen Verpackungsgrößen. Diesbezüglich zeigt Spalte 5 an, welcher Anteil der Produkte multiple Verpackungsgrößen aufweist. Mit einem Anteil von 28,5 % werden 1.333 Produkte in unterschiedlich großen Verpackungseinheiten angeboten. Die verbleibenden 3.345 ausschließlich in einer Verpackungsgröße angebotenen Produkte erfüllen damit nicht die notwendige Bedingung des multiplen Verpackungsgrößenangebots zur Determinierung von Mengenrabatten und Preisauflagen und werden damit in den weiterführenden Analysen nicht weiter berücksichtigt.

²⁷ Eine Beschreibung der Produktgruppen mit angeführten Beispielen befindet sich in Anhang 8-32.

Tabelle 4-3: Übersicht über die Produktstruktur, ConsumerScan der GfK Panel Services GmbH, 2003

Produktgruppe	Anzahl Einzelbeobachtungen	Anzahl Produkte	Anteil Handelsmarken [%]	Anteil Produkte in unterschiedlichen Verpackungsgrößen [%]	Anzahl verfügbarer Verpackungsgrößen	
Alkoholfreie Erfrischungsgetränke	Bittergetränke / Chininhaltige Getränke	4.442	30	20,0	34,5	9
	Cola / Colahaltige Erfrischungsgetränke	47.459	104	18,3	35,9	7
	Extraktkaffee	306	6	16,7	0	1
	Fruchtnektare	48.140	102	20,6	36,6	9
	Fruchtsäfte	135.481	160	19,4	31,3	5
	Fruchtsaftgetränke	73.899	178	22,5	37,6	6
	Gemüsesäfte	14.022	52	28,8	28,8	2
	Heil- / Tafel- / Mineralwasser	116.560	381	5,8	52,9	10
	Limonade mit Kohlensäure	43.735	231	6,5	28,1	7
	Sportgetränke	11.346	59	18,6	20,7	8
	Teegetränke	31.756	61	29,5	32,8	7
	Wasser mit Zusatz	21.598	188	8,0	27,8	6
	Wellnessgetränke	3.357	48	16,7	10,4	5
Molkereiprodukte	Butter / Butterzubereitungen	180.321	157	11,5	16,1	10
	Joghurt	374.710	412	14,8	27,7	20
	Milch	332.191	162	20,4	31,3	7
	Milchgetränke	139.765	277	14,1	20,7	20
	Milchrahmerzeugnisse	224.941	288	28,8	25,8	9
	Quark	236.584	243	21,0	28,1	12
	Streichrahm	21.834	52	28,8	0	4
Convenience-Produkte	Cerealien / Müsli	61.165	542	35,2	17,1	18
	Fertiggerichte in Schalen	10.314	36	13,9	23,5	9
	Suppen / Eintöpfe	11.557	269	16,7	6,8	10
	Tiefkühlprodukte	311.690	621	33,2	37,7	83
Gesamt	2.457.173	4.659	20,8	28,5		

Quelle: Eigene Darstellung

Einen Überblick über die Verpackungsgrößenvielfalt gibt die sechste Spalte. Eine hohe Variation mit bis zu 20 unterschiedlichen Verpackungsgrößen liegt in den Produktgruppen Joghurt, Milchgetränke und Cerealien/Müsli vor. Lediglich eine Verpackungsgröße liegt in der Produktgruppe Extraktkaffee vor und nur eine geringe Vielfalt existiert in den Gruppen Gemüsesäfte mit zwei unterschiedlichen Verpackungsgrößen, Streichrahm mit vier Verpackungsgrößen und Wellnessgetränke mit fünf unterschiedlichen Größen.

Zur Determinierung von Mengenrabatten und Preisauflagen bildet jedoch nicht nur das multiple Verpackungsgrößenangebot eine notwendige Voraussetzung, sondern gleichsam auch die Äquivalenz des verwendeten Verpackungsmaterials und der Verpackungsform der unterschiedlichen Abfülleinheiten eines Produkts. Als Beispiel sei hier zu nennen, dass der Preis pro Einheit einer 0,7 l Mineralwasserflasche aus Glas nicht mit dem Preis pro Einheit einer 1,0 l Flasche des gleichen Mineralwassers aus PET (Polyethylenterephthalat) verglichen werden kann, da hier ein Preisauflagen aufgrund von unterschiedlichen Kosten im verwendeten Verpackungsmaterial begründet liegen könnte. Durch eine visuelle Produktkontrolle in den Supermärkten wird für alle Produkte, die in unterschiedlichen Verpackungsgrößen aufgeführt sind, die äquivalente Verpackung und Qualität sichergestellt. Von den 1.333 in unterschiedlichen Verpackungsgrößen angebotenen Produkten werden aufgrund dieser zusätzlichen Restriktion weitere 698 Produkte von den Analysen ausgeschlossen. Damit gingen 635 Produkte in die Untersuchung ein.

Für diese 635 Produkte wird der Preis pro Einheit je verfügbarer Verpackungsgröße je Einkaufsstätte, in der das Produkt erhältlich ist, berechnet. Dieser ergibt sich aus dem Verhältnis des Endverbraucherpreises zur entsprechenden Verpackungsgröße. Als Rechenbeispiel sei eine 800 g Verpackung für 1,69 € angenommen ($1,69/800 = 0,21$). Als Preis pro Einheit ergibt sich daraus 0,21 € pro 100 g. Aus diesen Berechnungen resultiert für jede Verpackungsgröße eines Produkts ein Preis pro Einheit je Einkaufsstätte. Insgesamt werden für 4.421 Produkte die Preise pro Einheit in den unterschiedlichen Einkaufsstätten bestimmt.

Daran anschließend werden die Preise pro Einheit der unterschiedlichen Verpackungsgrößen eines jeden Produkts unter Berücksichtigung der unterschiedlichen Einkaufsstätten verglichen. Ein Mengenrabatt wird determiniert, wenn der Preis pro Einheit der großen Verpackung im Verhältnis zum Preis pro Einheit der kleinen Verpackung kleiner 1 war:

$$\frac{UP_L}{UP_s} < 1 \quad \Rightarrow \text{Mengenrabatt,}$$

wobei UP_L den Preis pro Einheit der großen Verpackung und UP_s den Preis pro Einheit der kleinen Verpackung abbilden. Entsprechend wird ein Preisaufschlag determiniert, wenn das Verhältnis aus den beiden Preisen pro Einheit größer 1 war:

$$\frac{UP_L}{UP_s} > 1 \quad \Rightarrow \text{Preisauflschlag.}$$

Ergibt sich aus dem Verhältnis ein Wert gleich 1, so wird lineares Preissetzungsverhalten festgesetzt.

$$\frac{UP_L}{UP_s} = 1 \quad \Rightarrow \text{lineare Preise.}$$

Für Produkte, die in mehreren Verpackungsgrößen in einer Einkaufsstätte verfügbar sind, können mehrere Vergleiche zwischen den Preisen pro Einheit der unterschiedlichen Verpackungsgrößen ermittelt werden. Ergeben sich mehrfach Preisauflschläge innerhalb der verfügbaren Verpackungsgrößen eines Produkts, so werden diese für das entsprechende Produkt nur einfach gezählt, d. h. das Produkt wird in der entsprechenden Einkaufsstätte als Produkt mit Preisauflschlag gekennzeichnet. Ebenso wird bei mehrfach verfügbaren Verpackungsgrößen eines Produkts verfahren, wenn beispielsweise von drei Vergleichen der Preise pro Einheit nur einer einen Preisauflschlag und die beiden anderen einen Mengenrabatt beinhalten. Obwohl sich beim Vergleich der Preise pro Einheit zweimal ein Mengenrabatt ergibt und nur in einem

Fall ein Preisaufschlag vorliegt, wird dieses Produkt mit einem Preisaufschlag gekennzeichnet.

4.6 Ergebnisse

4.6.1 Existenz von Mengenrabatten und Preisaufschlägen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel

Als Ergebnis des Vergleichs der Preise pro Einheit zeigt sich, dass 9,6 % der untersuchten Produkte einen Preisaufschlag aufweisen. Dabei übersteigt der Preis pro Einheit der großen Verpackung dieser Produkte im Durchschnitt den Preis pro Einheit der kleinen Verpackung um 20,3 %. Dies entspricht einem Betrag von 0,04 €. Im Gegensatz dazu weisen die großen Verpackungseinheiten in 84,7 % der untersuchten Produkte einen geringeren Preis pro Einheit auf. Der durchschnittliche Mengenrabatt liegt bei 27,9 % bzw. 0,06 €. Bei den verbleibenden 5,7 % der einbezogenen Produkte zeigt sich ein lineares Preissetzungsverhalten. Tabelle 4-4 fasst die Existenz von Mengenrabatten, Preisaufschlägen und linearen Preisen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel zusammen.

Die Existenz von Mengenrabatten und Preisaufschlägen in Abhängigkeit zu den einzelnen Produktgruppen bildet Tabelle 4-5 ab. Einen besonders hohen Anteil an Preisaufschlägen beinhaltet die Produktgruppe der Milchrahmerzeugnisse. Bei 58,9 % der untersuchten Produkte weisen die großen Verpackungen einen höheren Preis pro Einheit im Vergleich zur entsprechend kleineren Verpackung auf. Ein ebenfalls hoher Anteil an Preisaufschlägen zeigt sich in den Produktgruppen Gemüsesäfte, Cerealien/Müsli und Joghurt. Innerhalb dieser Gruppen nehmen die Produkte mit einem höheren Preis pro Einheit der großen Verpackung einen Anteil von 11 % bis 16 % ein. Demgegenüber liegen keinerlei Preisaufschläge in den Produktgruppen Bittergetränke/Chininhaltige Getränke, Sportgetränke und Suppen/Eintöpfe vor.

Tabelle 4-4: Existenz von Mengenrabatten und Preisauflschlägen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel

	Anzahl Produkte	Anteil [%]	Durch- schnittl. Mengen- rabatt bzw. Preisaufl- schlag [€]	Standard- abwei- chung	Durch- schnittl. Mengen- rabatt bzw. Preisaufl- schlag [%]	Standard- abwei- chung
Mengenrabatt	3.743	84,7	-0,06	0,08	-27,9	14,3
Lineare Preisset- zung	251	5,7	0,00	0,00	0,0	0,00
Preisauflschlag	427	9,6	0,04	0,04	20,3	15,7
Gesamt	4.421	100	-	-	-	

Quelle: Eigene Berechnungen

Im Durchschnitt übersteigt der Preis pro Einheit der großen Verpackungen bei den Produkten mit Preisauflschlag den Preis pro Einheit der kleineren Verpackung um 20,3 %. Weit oberhalb dieses Durchschnitts liegt das Ausmaß des Preisauflschlags in den Produktgruppen Fruchtnektare, Wasser mit Zusatz und Limonaden mit Kohlensäure. Hier liegt der Preis pro Einheit der großen Verpackungen um 30 % bis 45 % oberhalb des Preises pro Einheit der entsprechend kleineren Verpackung.

In den Warengruppen Bittergetränke/Chininhaltige Getränke, Sportgetränke und Suppen/Eintöpfe liegen keinerlei Preisauflschläge vor. Jedoch sind lediglich in den beiden Gruppen Sportgetränke und Suppen/Eintöpfe in 100 % der untersuchten Produkte Mengenrabatte zu finden. Bei den Bittergetränken/Chininhaltigen Getränken beinhalten 70 % der großen Verpackungseinheiten einen Mengenrabatt. Demnach bilden die Bittergetränke/Chininhaltige Getränke eine Produktgruppe mit hohem Anteil an linearer Preissetzung. Des Weiteren umfassen die Warengruppen Quark,

Tiefkühl-Pizza, Teegetränke und Fruchtsaftgetränke einen hohen Anteil an Mengenrabatten. Bei 95 % der großen Verpackungen dieser Produktgruppen liegt deren Preis pro Einheit unterhalb des Preises pro Einheit der kleineren Verpackungseinheit.

Tabelle 4-5: Existenz von Mengenrabatten und Preisauflagen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel in Abhängigkeit zur Produktgruppe

Produktgruppe	Anzahl Produkte	Anteil Preisauflagen [%]	Durchschnittl. Preisauflagen [%]	Anteil Mengenrabatt [%]	Durchschnittl. Mengenrabatt [%]
Bittergetränke / Chininhaltige Getränke	10	0	0,0	70,0	-31,7
Cola / Colahaltige Erfrischungsgetränke	383	3,1	17,7	83,8	-24,1
Fruchtnektare	128	1,6	45,0	86,9	-37,6
Fruchtsäfte	222	6,3	20,6	90,5	-34,5
Fruchtsaftgetränke	330	3,3	18,9	94,2	-39,1
Gemüsesäfte	37	16,2	16,1	70,3	-21,5
Heil- / Tafel- / Mineralwasser	227	3,9	24,7	82,4	-32,1
Limonade mit Kohlensäure	244	5,3	29,1	77,9	-24,3
Sportgetränke	4	0	0,0	100,0	-27,3
Teegetränke	69	1,4	25,0	94,2	-47,3
Wasser mit Zusatz	101	2,9	32,5	91,1	-27,6
Butter / Butterzubereitungen	149	7,4	22,8	91,9	-28,6
Joghurt	457	10,9	24,3	83,4	-25,1
Milch	309	0,9	17,9	98,1	-32,1
Milchgetränke	199	6,5	10,2	89,9	-22,9
Milchrahmerzeugnisse	346	58,9	21,5	31,8	-13,5
Quark	558	2,3	11,9	95,9	-26,9
Cerealien / Müsli	505	12,1	14,2	85,1	-18,8
Suppen / Eintöpfe	81	0	0,0	100,0	-49,1
TK Pizza	62	1,6	12,9	95,2	-26,5
Gesamt	4.421	9,6	20,3	84,7	-27,9

Quelle: Eigene Berechnungen

Hinsichtlich des Ausmaßes der Mengenrabatte erreichen ein hohes Maß an Grundpreisreduktion die Produktgruppen Suppen/Eintöpfe, Teegetränke und Fruchtsaftgetränke. Die großen Verpackungen der Suppen/Eintöpfe bieten einen durchschnittlichen Mengenrabatt von nahezu 50 % im Vergleich zu den kleinen Verpackungen. Bei den Tee- und Fruchtsaftgetränken liegt der durchschnittliche Mengenrabatt jeweils bei 47,3 % und bei 39,1 %. Der geringste Mengenrabatt liegt in der Produktgruppe Milchrahmerzeugnisse vor. Durchschnittlich liegt hier der Preis pro Einheit der großen Verpackung um 13,5 % unterhalb des Preises pro Einheit der kleineren Verpackung.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die Produkte innerhalb der Produktgruppen, die einen hohen Anteil an Preisauflagen aufweisen, ein annähernd dem Durchschnitt entsprechendes Ausmaß an Preisauflagen zeigen. Bei den vier Produktgruppen, bei denen über 10 % der großen Verpackungen einen höheren Preis pro Einheit ausweisen, liegt das Ausmaß des Preisauflags mit 14,2 bis 24,3 % um den Gesamtdurchschnitt verteilt. Demgegenüber bilden die Produktgruppen mit einem hohen Anteil an Mengenrabatten gleichsam auch die Produktgruppen mit einem hohen Ausmaß an Grundpreisreduktion. Beispielhaft zeigt das die Produktgruppe der Suppen und Eintöpfe. In 100 % der untersuchten Produkte liegt der Preis pro Einheit der großen Verpackung unterhalb des Preises pro Einheit der kleinen Verpackung, wobei gleichzeitig in dieser Warengruppe ein hohes Ausmaß an Rabatt mit 49,1 % erreicht wird.

Nachfolgend wird die Existenz von Mengenrabatten und Preisauflagen in Bezug auf die 30 umsatzstärksten Handelsunternehmen untersucht. Tabelle 4-6 gibt einen umfassenden Überblick über das Auftreten dieser unterschiedlichen Mechanismen des Preissetzungsverhaltens.

Tabelle 4-6: Existenz von Mengenrabatten und Preisauflschlägen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel in Abhängigkeit zur Einkaufsstätte

Handels- unternehmen	Anzahl Produkte	Anteil Preisaufl- schläge [%]	Durch- schnittl. Preisaufl- schlag [%]	Anteil Men- genrabatte [%]	Durch- schnittl. Mengenrabatt [%]
Metro-Gruppe	423	11,1	14,9	81,6	-28,2
Rewe-Gruppe	769	9,8	20,9	84,7	-28,1
Edeka/AVA- Gruppe	1.218	8,6	19,8	86,9	-27,8
Aldi-Gruppe	35	5,7	18,9	88,6	-29,4
Schwarz-Gruppe	301	10,3	27,4	84,7	-27,6
KarstadtQuelle	41	14,6	22,5	78,0	-30,1
Tengelmann- Gruppe	236	14,4	16,0	77,1	-29,0
Spar AG	273	6,9	23,3	89,4	-28,7
Schlecker	29	3,4	2,9	93,1	-30,5
Globus St. Wendel	150	12,7	24,9	80,0	-29,2
Dohle-Gruppe	155	7,1	18,5	85,8	-27,4
Wal-Mart	152	12,5	22,6	78,3	-28,8
Norma	17	5,9	67,0	82,4	-30,1
Bartels-Langness dm	44 4	4,5 -	49,5 -	93,2 100,0	-29,1 -23,4
Müller	20	10,0	19,4	90,0	-28,9
Coop Schleswig- Holstein	112	10,7	18,2	81,3	-26,3
Rossmann	18	5,6	29,4	83,3	-29,8
Bünting	179	10,1	23,3	86,6	-25,9
Woolworth	2	-	-	100,0	-36,1
Tegut	86	5,8	19,8	88,4	-24,8
Ratio	29	13,8	7,9	82,8	-23,9
Ihr Platz	11	-	-	81,8	-32,9
K+K Klaas+Kock	31	12,9	9,4	80,6	-27,2
Distributa	11	27,3	14,3	72,7	-21,2
Kaes	33	6,1	13,2	93,9	-24,7
Feneberg	32	9,4	10,1	78,1	-27,4
Kloppenburg	3	-	-	100,0	-38,8
Frey&Kissel	7	14,3	77,8	71,4	-25,6
Gesamt	4.421	9,6	20,3	84,7	-27,9

Quelle: Eigene Berechnungen

Den höchsten Anteil an Preisauflagen weist das Handelsunternehmen Distributa mit 27,3 % auf. Von den elf Produkten, die aus diesem Handelsunternehmen in die Analysen eingehen, zeigen die großen Verpackungseinheiten von drei Produkten einen höheren Preis pro Einheit im Vergleich zum Preis pro Einheit der entsprechend kleineren Verpackung. Einen ebenfalls hohen Anteil an Preisauflagen mit um die 14 % zeigen die Einkaufsstätten der Handelsunternehmen KarstadtQuelle, Tengelmann und Frey&Kissel.

Im Gegensatz dazu können keinerlei Preisauflagen bei den Handelsunternehmen dm, Woolworth, Ihr Platz und Kloppenburg festgestellt werden. Dies ist hauptsächlich darauf zurückzuführen, dass die Einkaufsstätten drei dieser Unternehmen (dm, Ihr Platz, Kloppenburg) ausschließlich Drogeriemärkte darstellen und hier das Sortiment an Nahrungsmitteln aus den einbezogenen Produktgruppen gering ist. Gleichsam ist das Produktsortiment in Drogeriemärkten mit einer durchschnittlichen Verkaufsfläche von 400 m² so stark beschränkt, dass nur vereinzelt eine Produktvielfalt in Form von unterschiedlichen Verpackungsgrößen angeboten wird. Das Handelsunternehmen Woolworth bietet ebenfalls als Warenhaus nur einen geringen Teil Nahrungsmittel an, so dass auch hier das Angebot unterschiedlicher Verpackungsgrößen sehr gering ist.

In Hinblick auf das Ausmaß der Preisauflagen weisen die Handelsunternehmen Frey&Kissel, Norma und Bartels Langness sehr hohe Auflagen von fast 50 bis 80 % auf. Hierbei bleibt jedoch zu berücksichtigen, dass sich diese sehr hohen Grundpreisdifferenzen aus nur ein bzw. zwei Produkten berechnen. Als Beispiel sei hier das Unternehmen Frey&Kissel angeführt. Insgesamt gingen sieben Produkte des Handelsunternehmens in die Analysen ein und es wurde ein Anteil von 14,3 % festgestellt, bei dem der Preis pro Einheit der großen Verpackung den Preis pro Einheit der kleineren Verpackung überschreitet. Damit beruht die Berechnung des durchschnittlichen Ausmaßes der Preisauflagen von 77,8 % lediglich auf einem Produkt.

Ein sehr geringes Ausmaß der Preisauflagen weisen die betroffenen Produkte aus den Handelsunternehmen Ratio, K+K sowie Feneberg auf. Hier überschreitet der

Preis pro Einheit der großen Verpackung den Preis pro Einheit der kleinen Verpackung um unter bzw. knapp über 10 %.

Ausschließlich Mengenrabatte bei allen untersuchten Produkten zeigen sich bei den Handelsunternehmen dm, Woolworth und Kloppenburg. Wie bereits oben dargestellt, wurden des Weiteren keine Preisaufschläge beim Handelsunternehmen Ihr Platz festgestellt. Hier liegt der Anteil an Mengenrabatten jedoch nur bei 81,1 %. Demnach weisen 18,2 % der untersuchten Produkte dieses Unternehmens lineare Preise auf. Darüber hinaus weisen alle der 30 umsatzstärksten, deutschen Handelsunternehmen einen Anteil an Mengenrabatten von über 70 % auf. Mit knapp über 70 % bilden Distributa und Frey&Kissel diejenigen Unternehmen mit dem geringsten Anteil an Mengenrabatten. Alle weiteren Handelsunternehmen zeigen einen höheren Anteil an grundpreisreduzierten Produkten.

Der Preis pro Einheit der großen Verpackungen von den Produkten, die einen Mengenrabatt beinhalten, liegt im Gesamtdurchschnitt 27,9 % unterhalb des Preises pro Einheit der entsprechend kleineren Verpackungen. Deutlich oberhalb dieses Durchschnitts mit 38,8 % und 36,1 % Rabatt liegen die Produkte aus den Einkaufsstätten der Unternehmen Kloppenburg und Woolworth. Auch hier sei jedoch wieder angemerkt, dass die Berechnungsgrundlage für das Ausmaß der Mengenrabatte bei diesen Handelsunternehmen ausschließlich auf drei bzw. zwei Produkten beruht. Bei den restlichen Händlern streut das Ausmaß der Mengenrabatte um den Gesamtdurchschnitt von 27,9 %.

Die ersten Analysen geben Aufschluss über die Häufigkeit des Auftretens von Preisaufschlägen und Mengenrabatten im Preissetzungsverhalten des deutschen Lebensmitteleinzelhandels. Nachfolgend tritt die Untersuchung der einflussnehmenden Faktoren auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von höheren Preisen pro Einheit bei großen Verpackungen in den Vordergrund.

4.6.2 Ursachen des Auftretens von Mengenrabatten und Preisauflschlägen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel

Die Definition und die deskriptive Statistik der abhängigen und unabhängigen Variablen der zweistufigen Heckman-Schätzung sind in Tabelle 4-7 aufgeführt. Die abhängigen Variablen der ersten Stufe des bivariaten Probit Modells bilden die Existenz von Preisauflschlägen und Mengenrabatten ab. Hierzu wird die Dummy-Variable der Preisauflschläge (*QS*) mit 1 codiert, wenn beim entsprechenden Produkt ein Preisauflschlag vorliegt. Andernfalls nimmt die Variable den Wert 0 an.

Demgegenüber weist die Dummy-Variable der Mengenrabatte (*QD*) den Wert 1 auf, wenn der Preis pro Einheit der großen Verpackung unterhalb des Preises pro Einheit der kleineren Verpackung liegt. Ansonsten wird die Variable mit 0 codiert.

Als unabhängige Variablen des bivariaten Probit Modells gehen eine Reihe von Produkt- und Angebotscharakteristika in die Analysen ein. Mit zunehmender Anzahl erhältlicher Verpackungsgrößen eines Produkts (*N_PSAVAI*) steigt die Wahrscheinlichkeit des Auftretens eines Preisauflschlags. Demnach wird ein positiver Zusammenhang zwischen der Anzahl verfügbarer Verpackungsgrößen und der Wahrscheinlichkeit eines Preisauflschlags erwartet. Entsprechend wird ein negativer Einfluss der Anzahl an Verpackungsgrößen auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens eines Mengenrabatts erwartet.

Des Weiteren geht das Verpackungsgrößenverhältnis als erklärende Variable in die Schätzgleichungen ein. Diesbezüglich zeigt Ungleichung (4.13) des theoretischen Modells, dass mit zunehmender Differenz zwischen den beiden Verpackungsgrößen die Wahrscheinlichkeit eines Preisauflschlags abnimmt. Somit wird mit steigender Differenz zwischen der großen und kleinen Verpackungsgröße ein negativer Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit eines Preisauflschlags erwartet.

Tabelle 4-7: Definition und deskriptive Statistik der Variablen der zweistufigen Heckman-Schätzung

Variablenname	Mittelwert	Std.ab.
<i>Abhängige Variablen</i>		
QS Preisaufschlag = 1, wenn das Produkt einen Preisaufschlag aufweist; 0 andernfalls	0,10	0,30
QD Mengenrabatt = 1, wenn das Produkt einen Mengenrabatt aufweist; 0 andernfalls	0,85	0,36
PDIFF_QS Ausmaß des Preisaufschlags = Durchschnittliche, prozentuale Differenz des Preises pro Einheit der großen Verpackung zum Preis pro Einheit der entsprechend kleineren Verpackung von Produkten, die einen Preisaufschlag aufweisen	0,20	0,16
PDIFF_QD Ausmaß des Mengenrabatts = Durchschnittliche, prozentuale Differenz des Preises pro Einheit der großen Verpackung zum Preis pro Einheit der entsprechend kleineren Verpackung von Produkten, die einen Mengenrabatt aufweisen	0,28	0,14
<i>Unabhängige Variablen</i>		
N_PSAVAI Anzahl verfügbarer Verpackungsgrößen eines Produkts	2,16	0,45
PS_RATIO Art des Verpackungsgrößenverhältnisses = 1, wenn das Größenverhältnis der großen zur kleineren Verpackung keine ganze Zahl ergibt; 0 andernfalls	0,48	0,50
PDIFF_PS Verpackungsgrößenverhältnis = Durchschnittliche Größendifferenz zwischen großer und kleiner Verpackung [%]	1,29	1,21
STORAGE Lagerbedingungen = 1, wenn das Produkt eine gekühlte oder tiefgekühlte Lagerung erfordert; 0 andernfalls	0,44	0,50
PRICE Durchschnittlicher Preis	1,00	0,72

Variablenname	Mittelwert	Std.ab.
METRO = 1, wenn das Produkt in einer der Metro-Gruppe zugehörigen Einkaufsstätte erworben wurde; 0 andernfalls	0,09	0,29
KARSTADT = 1, wenn das Produkt in einer zu KarstadtQuelle zugehörigen Einkaufsstätte erworben wurde; 0 andernfalls	0,09	0,09
TENGEL = 1, wenn das Produkt in einer zu Tengelman zugehörigen Einkaufsstätte erworben wurde; 0 andernfalls	0,05	0,22
GLOBUS = 1, wenn das Produkt in einer zu Globus St. Wendel zugehörigen Einkaufsstätte erworben wurde; 0 andernfalls	0,03	0,18
WALMART = 1, wenn das Produkt in einer zu Walmart zugehörigen Einkaufsstätte erworben wurde; 0 andernfalls	0,03	0,18
COOPSH = 1, wenn das Produkt in einer zur Coop Schleswig-Holstein zugehörigen Einkaufsstätte erworben wurde; 0 andernfalls	0,03	0,16
OTHER_S Referenzhandelsunternehmen	0,03	0,11
BOARDBAG Beutel-Karton-Verpackungskombination = 1, wenn das Produkt in einer Beutel-Karton-Kombination verpackt angeboten wird; 0 andernfalls	0,13	0,33
PET_CUP Plastikbecher = 1, wenn das Produkt in einem Plastikbecher verpackt angeboten wird; 0 andernfalls	0,30	0,46
C_FILM Beschichtete Folie = 1, wenn das Produkt in einer beschichteten Folie angeboten wird; 0 andernfalls	0,03	0,18
OTHER_PT Referenzverpackung	0,09	0,21
Stichprobe	4.421	

Quelle: Eigene Darstellung

Als weitere Variable wird die Art des Verpackungsgrößenverhältnisses berücksichtigt (*PS_RATIO*). Dies wird mit 1 codiert, wenn das Größenverhältnis aus großer zu kleiner Verpackung keine ganze Zahl ergibt. Andernfalls nimmt die Variable den Wert 0 an. Aufgrund der erschwerten Vergleichsmöglichkeiten der Preise pro Einheit bei nicht ganzzahligem Verpackungsgrößenverhältnis für den Verbraucher wird ein positiver Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens eines Preisaufschlags erwartet.

Durch die ansteigenden Kosten der Kühlung großer Verpackungen eines Produkts wird angenommen, dass die Wahrscheinlichkeit des Auftretens eines Preisaufschlags bei gekühlten und tiefgekühlten Produkten höher liegt als bei ungekühlten Produkten. Für die Variable *STORAGE* wird demnach ein positiver Einfluss auf die Existenz von Preisaufschlägen und ein negativer Einfluss auf die Existenz von Mengenrabatten erwartet.

Das Preisimage eines Produkts wird durch den durchschnittlichen Preis abgebildet. Hier wird ein negativer Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeit eines Preisaufschlags und dem mittleren Preis aufgrund der erhöhten Preissensibilität der Verbraucher bei teuren Produkten erwartet.

Eine Reihe von Dummy-Variablen für die unterschiedlichen Handelsunternehmen fließt in das Modell ein, um festzustellen, ob verschiedene Händler mit signifikant unterschiedlichen Wahrscheinlichkeiten höhere Preise pro Einheit bei großen Verpackungen im Vergleich zu der entsprechend kleineren Verpackung aufweisen.

Ebenso gehen dichotome Variablen für die verschiedenen Verpackungsmaterialien in die bivariate Probit Schätzung ein. Üblicherweise nehmen die Verpackungskosten mit zunehmender Größe ab, da die Menge an benötigtem Verpackungsmaterial pro Einheit abnimmt. Diese Verpackungseffizienzen können jedoch in Abhängigkeit zum verwendeten Material variieren, da beispielsweise die Stabilität der Verpackung mit zunehmender Größe erhöht werden muss.

Die Ergebnisse der bivariaten Probit Schätzung sind in Tabelle 4-8 dargestellt. Die ersten beiden Spalten bilden die geschätzten Koeffizienten mit den jeweiligen

t-Werten für die Preissetzungsentscheidung der Preisaufschläge ab. Die dritte und vierte Spalte stellen entsprechend die geschätzten Parameter und ihre t-Werte für die Preissetzungsentscheidung der Mengenrabatte dar.

Tabelle 4-8: Ergebnisse der bivariaten Probitschätzung zur Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Mengenrabatten und Preisaufschlägen

Variablen	Preisaufschläge		Mengenrabatte	
	Geschätzter Koeffizient	t-Wert	Geschätzter Koeffizient	t-Wert
KONSTANTE	-2,083***	(-11,435)	1,178***	(8,505)
N_PSAVAI : Anzahl verfügbarer Verpackungsgrößen	0,316***	(4,647)	-0,133**	(-2,322)
PS_RATIO : Art des Verpackungsgrößenverhältnisses	0,609***	(8,762)	-0,729***	(-12,245)
PDIFF_PS : Verpackungsgrößenverhältnis	-0,360***	(-8,442)	0,338***	(8,415)
STORAGE : Lagerbedingungen	0,281**	(2,157)	0,026	(0,202)
PRICE : Preis	-0,409***	(-5,066)	0,443***	(6,079)
METRO : Metro-Gruppe	0,192**	(1,969)	-0,238**	(-2,841)
KARSTADT : KarstadtQuelle	0,344	(1,225)	-0,468*	(-1,935)
TENGEL : Tengelmann	0,382***	(3,241)	-0,337***	(-3,078)
GLOBUS : Globus St. Wendel	0,241	(1,536)	-0,197	(-1,395)
WALMART : Walmart	0,189	(1,247)	-0,353**	(-2,691)
COOPSH : Coop Schleswig-Holstein	0,342**	(2,102)	-0,277*	(-1,873)
BOARDBAG : Beutel-Karton-Kombination	0,866***	(6,431)	-0,595***	(-5,026)
PET_CUP : Plastikbecher	0,366**	(2,681)	-0,253*	(-1,892)
C_FILM : Beschichtete Folie	0,407**	(2,299)	-0,229	(-1,401)
Rho (1,2)		-0,996*** (-135,055)		
McFadden R ²		0.151		
Log-Likelihood Ratio		708.196 ($\chi^2_{0,99}[14]=29,1$)		

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

Quelle: Eigene Berechnungen

Der Wert des Schätzparameters ρ beträgt $-0,996$ und ist statistisch signifikant unterschiedlich von Null auf dem 1 %-Signifikanzniveau. Dies weist darauf hin, dass die Residuen der Preissetzungsentscheidungen über Preisaufschläge und Mengenrabatte in die gleiche Richtung beeinflusst werden und dass ihr Auftreten nicht statistisch voneinander unabhängig ist. Folglich würde eine getrennte Schätzung der Parameter der Gleichungen (4.19) und (4.20) zu ineffizienten Schätzergebnissen führen. Die Teststatistik des Log-Likelihood Ratio ist statistisch signifikant auf dem 1 %-Signifikanzniveau, womit die unabhängigen Variablen einen Erklärungsbeitrag zur Preissetzungsentscheidung leisten.

Der Schätzer des Koeffizienten Anzahl verfügbarer Verpackungsgrößen eines Produkts ist positiv und signifikant verschieden von Null in der Preissetzungsentscheidung der Preisaufläge. Mit einer zunehmenden Anzahl an unterschiedlichen Verpackungsgrößen steigt die Wahrscheinlichkeit des Auftretens eines Preisauflags. Entsprechend zeigt der Koeffizient dieser Variablen einen signifikant negativen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Mengenrabatten.

Produkte in multiplen Verpackungsgrößen, deren Größenverhältnis zueinander keine ganze Zahl ergibt, zeigen einen signifikant positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit von Preisauflägen. Analog dazu ist der geschätzte Koeffizient des Verpackungsgrößenverhältnisses (*PS_RATIO*) negativ und signifikant von Null verschieden in der Preissetzungsentscheidung der Mengenrabatte. Damit weisen Produkte, deren Verpackungsgrößenverhältnis eine ganze Zahl ergibt, eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit von Mengenrabatten auf.

Mit zunehmender Größendifferenz zwischen den beiden Verpackungen eines Produkts nimmt die Wahrscheinlichkeit eines Preisauflags ab. Entsprechend zeigt sich ein positiver Zusammenhang zwischen der durchschnittlichen Differenz zweier Verpackungsgrößen und der Wahrscheinlichkeit von Mengenrabatten.

Drei der einbezogenen Handelsunternehmen weisen einen signifikant positiven Einfluss auf die Eintrittswahrscheinlichkeit von Preisauflägen auf. Im Vergleich zum Referenzhandelsunternehmen zeigen die Metro-Gruppe, Tengelmann und Coop Schleswig-Holstein eine höhere Wahrscheinlichkeit des Auftretens an Preisauflä-

gen. Gleichsam weisen die geschätzten Koeffizienten dieser drei Handelsunternehmen einen negativen und signifikant von Null verschiedenen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Mengenrabatten auf. Darüber hinaus zeigen jedoch auch die Handelsunternehmen KarstadtQuelle und Walmart einen negativen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit von Mengenrabatten. Damit weisen die für die unterschiedlichen Handelsunternehmen einbezogenen Dummy-Variablen keine individuelle Signifikanz auf. Unter Verwendung des Likelihood Ratio Tests ergibt die Überprüfung auf gemeinsame Signifikanz einen χ^2 -Wert von 33,5 und einen auf dem 1 %-Niveau kritischen Wert von 20,1. Folglich ist ihr gemeinsamer Einfluss signifikant verschieden von Null.

Die Art des verwendeten Verpackungsmaterials deutet ebenfalls auf einen Einfluss auf die Preissetzungsentscheidung des Händlers hin. Im Vergleich zur Referenzverpackung weisen Produkte, die in Beutel-Karton-Kombinationen, Plastikbechern oder beschichteten Folien verpackt sind, eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Preisauflagen auf. Demgegenüber zeigen jedoch nur die Verpackungsarten der Beutel-Karton-Kombination und Plastikbecher einen signifikant negativen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit von Mengenrabatten. Der Schätzer des Koeffizienten beschichtete Folien ist ebenfalls negativ, jedoch nicht statistisch signifikant.

Neben dem Einfluss der Produkt- und Unternehmenscharakteristika auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Mengenrabatten und Preisauflagen wird in der zweiten Stufe der Heckman-Schätzung gleichsam der Einfluss dieser Charakteristika auf das Ausmaß von Mengenrabatten und Preisauflagen untersucht. Tabelle 4-9 stellt die Ergebnisse der OLS-Schätzung dar. Zur Identifikation des Modells erfordert die Schätzung des Ausmaßes der Preissetzungsmechanismen den Ausschluss signifikanter Variablen aus der bivariaten Probit Schätzung. Die Variablen Preis und Walmart dienen als Identifikationsinstrumente. Die Wald Teststatistik auf gemeinsame Signifikanz dieser Variablen liegt bei 46,25 gegenüber einem auf dem 1 %-Niveau kritischen Wert von $\chi^2=9,21$. Damit bilden diese beiden Variablen geeignete Instrumente zur Identifikation des Modells. Analog zu den Ergebnissen der ersten Stufe bilden die ersten beiden Spalten die Schätzer der Parameter und deren t-Werte der

Preisauflschläge und die beiden letzten Spalten die geschätzten Koeffizienten mit den entsprechenden t-Werten der Mengenrabatte ab. Um die Problematik der Heteroskedastizität der Residuen durch das angewendete zweistufige Schätzverfahren zu korrigieren, erfolgt die Berechnung der Standardfehler nach White (1980).

Tabelle 4-9: Ergebnisse der zweistufigen Heckman-Schätzung zum Ausmaß von Mengenrabatten und Preisauflschlägen

Variablen	Preisauflschläge		Mengenrabatte	
	Geschätzter Koeffizient	White's t-Wert	Geschätzter Koeffizient	White's t-Wert
KONSTANTE	0,931***	(4,844)	-0,372***	(-25,493)
N_PSAVAI : Anzahl verfügbarer Verpackungsgrößen	-0,058**	(-2,027)	0,057***	(10,185)
PS_RATIO : Art des Verpackungsgrößenverhältnisses	-0,152***	(-3,845)	0,028***	(3,490)
PDIFF_PS : Verpackungsgrößenverhältnis	0,052**	(2,127)	-0,043***	(-16,377)
STORAGE : Lagerbedingungen	-0,085*	(-1,942)	0,030***	(4,124)
METRO : Metro-Gruppe	-0,093***	(-3,662)	-0,008	(-1,044)
KARSTADT : KarstadtQuelle	-0,053	(-0,831)	-0,016	(-0,720)
TENGEL : Tengelman	-0,128***	(-3,936)	0,005	(0,467)
COOPSH : Coop Schleswig-Holstein	-0,084*	(-1,789)	0,024*	(1,745)
BOARDBAG : Beutel-Karton-Kombination	-0,154***	(-4,208)	0,089***	(13,212)
PET_CUP : Plastikbecher	-0,059	(-1,073)	0,031***	(3,764)
C_FILM : Beschichtete Folie	-0,037	(-0,488)	-0,009	(-0,742)
λ -A	0,198**	(2,801)	0,295***	(5,407)
λ -B	-0,256***	(-3,730)	-0,048*	(-1,665)
Adjusted R ²	0,080		0,237	
Log-Likelihood Ratio	171,016		1037,185	

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

Quelle: Eigene Berechnungen

Die geschätzten Parameter der inversen Mill's Ratio (λ -A, λ -B) sind in beiden Regressionsgleichungen statistisch signifikant. Damit wird bestätigt, dass die Ergebnisse einer OLS-Schätzung ohne Berücksichtigung der Preissetzungsentscheidung über Preisaufschläge und Mengenrabatte aufgrund von Selektivitätsproblemen zu verzerrten Schätzern der Parameter geführt hätten.

Die Anzahl verfügbarer Verpackungsgrößen eines Produkts zeigt einen signifikant negativen Einfluss auf das Ausmaß von Preisaufschlägen. Mit zunehmender Anzahl an Verpackungsgrößen eines Produkts, dessen Preis pro Einheit der großen Verpackung oberhalb des Preises pro Einheit der entsprechend kleineren Verpackung liegt, nimmt das Ausmaß des Preisaufschlags ab. Demgegenüber ist der geschätzte Koeffizient dieser Variablen positiv und signifikant von Null verschieden in der Regressionsgleichung der Mengenrabatte. Damit nimmt die Differenz zwischen den Preisen pro Einheit der großen und kleinen Verpackung mit steigender Anzahl an Verpackungsgrößen zu.

Während gekühlte und tiefgekühlte Produkte einer höheren Wahrscheinlichkeit des Preisaufschlags unterliegen, ist das Ausmaß des höheren Preises pro Einheit der großen Verpackung signifikant negativ mit diesen Lagerbedingungen korreliert. Damit ist die Höhe der Preisaufläge negativ durch Kühlen und Gefrieren beeinflusst. Der signifikant positive geschätzte Koeffizient der Lagerbedingungen in der Gleichung der Mengenrabatte zeigt an, dass zwischen der gekühlten/tiefgekühlten Lagerung und dem Ausmaß von Mengenrabatten ein positiver Zusammenhang besteht.

Unter der Voraussetzung der Existenz eines Preisauflags ist das Ausmaß der Differenz zwischen den Preisen pro Einheit bei multiplen Verpackungsgrößen eines Produkts, deren Größenverhältnis zueinander keine ganze Zahl ergibt, negativ beeinflusst. Demgegenüber ist die Höhe der Mengenrabatte bei Produkten mit nicht ganzzahligem Verpackungsgrößenverhältnis signifikant positiv beeinflusst. Als weitere Variable des Verpackungsgrößenverhältnisses nimmt mit zunehmender Abweichung zwischen den Verpackungsgrößen das Ausmaß des Preisauflags zu. Dies belegt der positiv und signifikant von Null verschiedene geschätzte Koeffizient des Verpackungsgrößenverhältnisses (*PDIFF_PS*). Im Gegensatz dazu sinkt die Höhe

des Mengenrabatts mit steigender Größendifferenz zwischen den Verpackungsgrößen eines Produkts.

Drei der einbezogenen Handelsunternehmen weisen eine höhere Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Preisauflagen auf. Das Ausmaß dieser Preisauflagen ist jedoch für diese drei Handelsunternehmen signifikant negativ beeinflusst. Damit zeigen die Metro-Gruppe, Tengelmann und die Coop Schleswig-Holstein eine höhere Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Preisauflagen, wobei die Höhe des Preises pro Einheit oberhalb des Preises pro Einheit der entsprechend kleineren Verpackung negativ beeinflusst ist. In der Regressionsgleichung der Mengenrabatte zeigt lediglich der geschätzte Koeffizient des Handelsunternehmens Coop Schleswig-Holstein einen signifikant positiven Einfluss auf das Ausmaß der Mengenrabatte. Auch hier ergibt der Likelihood Ratio Test auf gemeinsame Signifikanz der verschiedenen Handelsunternehmen, dass ihr gemeinsamer Einfluss signifikant von Null verschieden ist. Für die Regression der Preisauflagen zeigt sich ein χ^2 -Wert von 18,50 und für Mengenrabatte von 19,13. Der kritische Wert auf dem 1 %-Niveau liegt bei 18,48.

Der signifikant negative Schätzer des Koeffizienten der Verpackungsform Beutel-Karton-Kombination in der Regressionsgleichung der Preisauflagen und der signifikant positive Schätzer des Koeffizienten dieser Variablen in der Gleichung der Mengenrabatte deutet darauf hin, dass das Ausmaß der Preisauflagen für diese Verpackungsform geringer und das Ausmaß der Mengenrabatte höher im Vergleich zur Referenzverpackung ist. Ebenso ist das Ausmaß der Mengenrabatte höher im Vergleich zur Referenzverpackung für die Verpackungsform Plastikbecher. Dies wird durch den positiven und signifikant von Null verschiedenen geschätzten Koeffizienten der Plastikbecher angezeigt. Für die Verpackung beschichtete Folien kann kein signifikanter Einfluss auf das Ausmaß von Preisauflagen oder Mengenrabatten festgestellt werden.

Agrawal et al. (1993) merken in ihrer Untersuchung an, dass die Ausgaben für Nahrungsmittel einen nicht unerheblichen Anteil am Haushaltseinkommen einnehmen. Folglich beinhaltet das Preissetzungsverhalten der Preisauflagen finanzielle Ver-

luste für die Haushalte, die große Verpackungen mit höheren Preisen pro Einheit nachfragen. In Anlehnung an Cude und Walker (1984) wird nachfolgend der erwartete Ertragswert durch den Kauf von Großverpackungen berechnet. Dieser Ansatz basiert auf der Multiplikation des prozentualen Anteils an Preisauflagen bzw. Mengenrabatten mit dem entsprechend durchschnittlichen Ausmaß an Preisauflagen bzw. Mengenrabatten. Für die vorliegenden Analysen ergibt sich ein erwarteter Ertragswert von 0,05 €. Damit dominieren Mengenrabatte das Preissetzungsverhalten der Preisauflagen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel. Als Summe des erwarteten Ertragswerts aufgrund des ausschließlichen Erwerbs an Großverpackungen ergibt sich eine Ersparnis von 253,08 € über die hier zugrunde liegenden Produktgruppen. Die Summe aller Preise pro Einheit der größten Verpackungseinheiten aller betrachteten Produkte ist damit um 253,08 € günstiger als die Summe aller Preise pro Einheit der entsprechend kleinsten Verpackung.

Ein Vergleich der vorliegenden Ergebnisse mit denen vorangegangener Studien zeigt, dass der Einfluss einiger exogener Determinanten bestätigt werden kann. Der signifikant positive Einfluss der Anzahl verfügbarer Verpackungsgrößen auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Preisauflagen ist bereits von Widrick (1979a, b), Nason und Della Bitta (1983), Walker und Cude (1984) sowie Zotos und Lysonski (1993) determiniert. Ebenso zeigen Walden (1988) und Agrawal et al. (1993), dass gekühlte und tiefgekühlte Produkte einer höheren Wahrscheinlichkeit des Auftretens von höheren Preisen pro Einheit bei großen Verpackungen unterliegen. Demgegenüber zeigen die Ergebnisse der vorliegenden Studie einen signifikant positiven geschätzten Koeffizienten des Verpackungsgrößenverhältnisses sowie einen signifikant negativen geschätzten Koeffizienten der Art des Verpackungsgrößenverhältnisses auf. In der Studie nach Walden (1988) liegt für diese beiden Variablen kein signifikanter Einfluss vor. Die Analyse des Ausmaßes von Preisauflagen erfolgt ausschließlich in der Untersuchung von Walden (1988). In einer unabhängigen OLS-Schätzung ermittelt er den Einfluss unterschiedlicher Determinanten auf die Differenz zwischen den Preisen pro Einheit der unterschiedlichen Verpackungsgrößen. Aufgrund der fehlenden Berücksichtigung des vorliegenden Preissetzungsverhaltens durch Selektivitätsterme unterliegen die ermittelten Schätzer der Koeffi-

zienten möglichen Verzerrungen und unterscheiden sich damit von denen der vorliegenden Studie.

4.7 Zusammenfassung

Die Analyse des Preissetzungsverhaltens beim Angebot multipler Verpackungsgrößen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel bildet den Untersuchungsgegenstand des vorliegenden Kapitels. Unter Verwendung von Daten des Haushaltspanels ConsumerScan der GfK Panel Services GmbH wird die Existenz von Mengenrabatten und Preisauflagen in 24 Produktgruppen der Kategorien alkoholfreie Erfrischungsgetränke, Milch und Milchprodukte sowie Convenience-Produkte determiniert. Als Ergebnis zeigt sich, dass bei knapp 10 % der untersuchten Produkte das Preissetzungsverhalten der Preisauflagen festzustellen ist. Im Durchschnitt liegt dabei der Preis pro Einheit der großen Verpackung um 20,3 % über dem Preis pro Einheit der entsprechend kleineren Verpackung. Dennoch dominieren Mengenrabatte die Preissetzung des deutschen Lebensmitteleinzelhandels. Bei 84,7 % der Produkte liegt der Preis pro Einheit der großen Verpackung durchschnittlich 27,9 % unterhalb des Preises pro Einheit der kleineren Verpackung.

In Anlehnung an Walden (1988) erfolgt die Entwicklung eines theoretischen Modells, das aufgrund von angebotsinduzierten Faktoren sowohl die Existenz als auch das Ausmaß von Mengenrabatten und Preisauflagen erklärt. Unter Anwendung einer zweistufigen Heckman-Schätzung werden die aus dem theoretischen Modell abgeleiteten Hypothesen geprüft. Die Ergebnisse zeigen, dass verschiedene Produkt- und Unternehmenscharakteristika die Wahrscheinlichkeit des Auftretens und das Ausmaß von Mengenrabatten und Preisauflagen signifikant beeinflussen. Die Anzahl der verfügbaren Verpackungsgrößen eines Produkts, die Art des Verpackungsgrößenverhältnisses sowie die Lagerbedingungen zeigen einen signifikant positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Preisauflagen. Demgegenüber nimmt die Wahrscheinlichkeit eines höheren Preises pro Einheit der großen Verpackung mit zunehmender Größendifferenz zwischen den Verpackungen

und mit steigendem Preis ab. Drei Handelsunternehmen zeigen einen signifikant positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit von Preisauflagen. Gleichsam variiert die Wahrscheinlichkeit ihres Auftretens in Abhängigkeit zum verwendeten Verpackungsmaterial.

In Bezug auf das Ausmaß der Differenz zwischen den Preisen pro Einheit großer und kleiner Verpackungen zeigt die Anzahl verfügbarer Verpackungsgrößen, die Art des Verpackungsgrößenverhältnisses und die Lagerbedingungen eines Produkts einen signifikant negativen Einfluss. Damit steigt die Wahrscheinlichkeit des Auftretens eines Preisauflags mit einer zunehmenden Anzahl erhältlicher Verpackungsgrößen, bei nicht ganzzahligem Verpackungsgrößenverhältnis und bei gekühlten bzw. tiefgekühlten Produkten, wobei das Ausmaß dieser Preisaufläge negativ durch die drei Faktoren beeinflusst wird. Im Gegensatz dazu nimmt das Ausmaß zwischen den Preisen pro Einheit von Produkten mit Preisauflag mit zunehmender Differenz zwischen den Verpackungsgrößen zu. Für die Handelsunternehmen, die einen positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Preisauflagen zeigen, ist das Ausmaß dieser Auflagen negativ beeinflusst.

Kapitel 5

Zusammenfassung und Schlussfolgerung

Die weitreichenden Veränderungen in den soziodemographischen und ökonomischen Strukturen der Bevölkerung einerseits als auch das gesteigerte Qualitäts- und Gesundheitsbewusstsein andererseits wirken sich seit Jahren auf die Nahrungsmittelnachfrage in Deutschland aus. Um auf diese veränderten Konsumansprüche reagieren und zukünftige Entwicklungen abschätzen zu können, erzielt die Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln anhand der Schätzung von Nachfragesystemen wichtige Erkenntnisse für die Ernährungsindustrie und Ernährungspolitik. Das Ziel des ersten Abschnitts der vorliegenden Arbeit bildet die Analyse der Nahrungsmittelnachfrage von Haushalten in Deutschland. Unter Berücksichtigung sieben aggregierter Nahrungsmittelgruppen erfolgt die Bestimmung der bedingten und unbedingten Ausgaben-, Eigenpreis- und Kreuzpreiselastizitäten. Die Analyse möglicher Nachfrageunterschiede von Haushalten variierender Größe und Zusammensetzung stellt ebenfalls den Untersuchungsgegenstand dieses Abschnitts dar. Der Einfluss der Haushaltsgröße und –zusammensetzung auf die Nahrungsmittelnachfrage liegt mit in der Möglichkeit der Umsetzung von Economies of Scale im Konsum privater und öffentlicher Güter begründet. Im Besonderen gewann hier die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen der Haushaltsgröße und dem Ausgabenanteil für Nahrungs-

mittel, unter konstanten Pro-Kopf-Gesamtausgaben, in den vergangenen beiden Jahrzehnten an Bedeutung. Das Ziel des zweiten Abschnitts stellt die Analyse des Einflusses der Haushaltsgröße auf die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel dar. Darüber hinaus wird der Zusammenhang auch für die Pro-Kopf-Ausgaben weiterer privater und öffentlicher Güter geprüft. Zur Klärung des zur Theorie konträren Ergebnisses zielt dieser Abschnitt ebenfalls auf die Prüfung der Hypothesen der Endogenität des Arbeitsangebots sowie der direkten Economies of Scale ab. Die Umsetzung direkter Economies of Scale beruht auf dem Preissetzungsverhalten der Mengenrabatte beim Angebot multipler Verpackungsgrößen. Die Analyse der Preisdifferenzierung im deutschen Lebensmitteleinzelhandel bildet das Ziel des dritten Abschnitts dieser Arbeit. Innerhalb eines ersten Schritts erfolgt die Bestimmung der Existenz von Mengenrabatten und Preisaufschlägen. Darüber hinaus werden die Determinanten, die die Wahrscheinlichkeit des Auftretens als auch das Ausmaß dieser Preissetzungsmechanismen beeinflussen, analysiert.

Den theoretischen Hintergrund der Nachfrageanalyse bildet das Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) nach Banks et al. (1997). Dies bezieht neben den logarithmierten auch die quadrierten logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel in die empirische Spezifikation der Budgetgleichungen mit ein und erlaubt dadurch eine flexiblere Abbildung des auftretenden Konsumverhaltens. Die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen der Haushaltsgröße und den Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel im zweiten Abschnitt folgt dem theoretischen Modell nach Barten (1964). Dieses Modell basiert darauf, dass unter konstanten Pro-Kopf-Gesamtausgaben die gemeinsame Nutzung öffentlicher Güter in einem Haushalt dem Einkommenseffekt in Form einer Preissenkung bei öffentlichen Gütern entspricht. Entgegen dieses Einkommenseffektes wirkt der Substitutionseffekt, wodurch über die Wirkungsrichtung des Gesamteffektes keine Aussage getroffen werden kann. Für private Güter hingegen, die nur schwer substituierbar sind und geringe Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten aufweisen, dominiert der Einkommens- den Substitutionseffekt. Damit wird erwartet, dass die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel mit zunehmender Haushaltsgröße steigen. Im dritten Abschnitt erfolgt die Entwicklung eines theoretischen Modells zur Erklärung der Existenz und des Ausmaßes von Men-

genrabatten und Preisauflagen bei unterschiedlichen Verpackungsgrößen in Anlehnung an das Modell nach Walden (1988). Hier maximiert der Lebensmitteleinzelhändler seinen Gewinn unter der Nebenbedingung seiner Regalplatzrestriktion. Aus diesem Modell leiten sich als wesentliche Einflussfaktoren auf die Preissetzungsentcheidung des Händlers die Grenzkosten der großen und der kleinen Verpackungseinheit als auch das Verpackungsgrößenverhältnis ab.

Die Analysen der oben dargestellten Untersuchungsziele basieren auf einer Vielzahl empirischer Methoden. Vor der empirischen Spezifikation eines Nachfragesystems wird mittels nicht-parametrischer Regressionsglättung nach Fan (1992) der Zusammenhang zwischen dem aufgewendeten Budget der sieben aggregierten Nahrungsmittelgruppen und den logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel geprüft. Daran anschließend werden die Budgetgleichungen des QUAIDS mittels Maximum Likelihood Schätzung nach Poi (2002) geschätzt. Auch die Analysen des zweiten Abschnitts stützen sich sowohl auf nicht-parametrische als auch parametrische Untersuchungsmethoden. Die empirische Überprüfung der Hypothese des theoretischen Modells nach Barten (1964) hinsichtlich des positiven Zusammenhangs zwischen Haushaltsgröße und den Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel erfolgt zuerst durch die lokal gewichtete Regressionsglättung (LOWESS) nach Cleveland (1993) und daran anschließend durch die Schätzung linear gewichteter Regression als auch anhand von Instrumentalvariablenregression. Die Bestimmung der einflussnehmenden Faktoren auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens und des Ausmaßes von Mengenrabatten und Preisauflagen beruht auf einer zweistufigen Heckman-Schätzung. Hierbei werden auf erster Stufe die Determinanten, die die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Mengenrabatten und Preisauflagen beeinflussen, anhand einer bivariaten Probit Schätzung analysiert. Daran anschließend werden auf zweiter Stufe unter Berücksichtigung des auftretenden Preissetzungsverhaltens durch die Einbeziehung sogenannter Selektivitätsterme die Einflussfaktoren auf das Ausmaß dieser Preissetzungsmechanismen untersucht.

Die Ergebnisse der nicht-parametrischen Regression des Zusammenhangs zwischen dem aufgewendeten Budget und den logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel zeigen, dass die resultierenden Engelkurven für die Mehrzahl an Nahrungsmittel-

gruppen nicht linear verlaufen. Durch die Einbeziehung der logarithmierten als auch quadrierten logarithmierten Ausgaben für Nahrungsmittel erlaubt die empirische Spezifikation des QUAIDS eine flexiblere Anpassung an die vorliegenden Präferenzen. Die Interpretation der ermittelten Parameter erfolgt in Form der Ausgaben-, Eigenpreis- und Kreuzpreiselastizitäten. Über alle betrachteten Nahrungsmittelgruppen weisen die Ausgabenelastizitäten positive Werte auf. Damit bilden die sieben Nahrungsmittelgruppen normale Güter ab, deren Nachfrage bei steigenden Ausgaben für Nahrungsmittel zunimmt. Innerhalb der Gruppe der Nahrungsmittel bilden Fleisch und Fisch sowie alkoholfreie Getränke Luxusgüter mit Ausgabenelastizitäten größer 1 ab. Ihre Nachfrage nimmt bei steigenden Nahrungsmittelausgaben überproportional zu. Alle anderen Nahrungsmittel zählen mit Ausgabenelastizitäten kleiner 1 in die Gruppe der notwendigen Güter. Diese bedingten Elastizitäten eignen sich jedoch nur begrenzt zur Ableitung von Implikationen für die Ernährungsindustrie und Ernährungspolitik, da sie der Annahme konstanter Nahrungsmittelausgaben unterliegen. Nahrungsmittel unterliegen jedoch häufig einer unelastischen Nachfrage, wodurch es aufgrund von Preisänderungen zu einer Veränderung in den Ausgaben für Nahrungsmittel kommt. Unter Berücksichtigung der Gesamtausgaben zeigen die unbedingten Ausgabenelastizitäten, dass alle Nahrungsmittel in die Gruppe der notwendigen Güter zählen. Sie liegen im Bereich 0,51 für Fleisch und Fisch bis 0,35 für Brot und Getreideprodukte.

Die unkompenzierten Eigenpreiselastizitäten zeigen eine unelastische Nachfrage über alle sieben Nahrungsmittelgruppen mit Elastizitäten von -0,34 für andere Nahrungsmittel bis -0,73 für Obst. Die für viele Nahrungsmittelgruppen positiven kompensierten Kreuzpreiselastizitäten deuten darauf hin, dass die entsprechenden Nahrungsmittel Substitute zueinander bilden. Zugleich scheinen diese Substitutionsmöglichkeiten jedoch eingeschränkt aufgrund der geringen Beträge der kompensierten Kreuzpreiselastizitäten. Die für sechs differenzierte Haushaltstypen ermittelten Elastizitäten zeigen deutliche Unterschiede im Nachfrageverhalten bei Nahrungsmitteln auf.

Diese Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln basierend auf der Schätzung des QUAIDS liefert wichtige Erkenntnisse über die Reaktion von Haushalten in Deutschland auf Preis- und Einkommensänderungen für die Ernährungspolitik, die

Ernährungsindustrie als auch den Lebensmitteleinzelhandel. Die Mehrzahl der Eigenpreiselastizitäten liegt über den Ausgabenelastizitäten. Dies deutet darauf hin, dass die Preispolitik im Vergleich zu Einkommenspolitiken einen stärkeren Einfluss auf das Nachfrageverhalten ausübt. Damit stellt die Preispolitik ein wichtiges Marketinginstrument für die Ernährungsindustrie und den Handel dar. Darüber hinaus weist die differenzierte Betrachtung der Nahrungsmittelnachfrage verschiedener Haushaltstypen deutliche Unterschiede in der Nachfragereaktion auf. Diese Analyse beleuchtet wichtige Aspekte für die Entwicklung von Einkommenspolitiken zur Berücksichtigung finanziell benachteiligter Haushaltsformen wie beispielsweise Alleinerziehende. Des Weiteren liefert sie hilfreiche Informationen zur Preisbildung bei haushaltstypspezifischen Produkten.

Detailliertere Informationen hinsichtlich der Nachfragereaktion von Haushalten auf Preis- bzw. Einkommensänderungen könnte eine Weiterentwicklung des vorliegenden Modells durch eine stärkere Disaggregation der betrachteten Nahrungsmittelgruppen liefern. Damit könnten Unternehmen der Ernährungsindustrie spezifische Implikationen für die von ihnen hergestellten Produkte ableiten.

Die nicht-parametrischen und parametrischen Analysen des Zusammenhangs zwischen der Haushaltsgröße und dem Ausgabenanteil für Nahrungsmittel, unter konstanten Pro-Kopf-Gesamtausgaben, bestätigen auch für Deutschland einen signifikant negativen Einfluss der Anzahl Haushaltsmitglieder. Damit reduzieren Haushalte mit zunehmender Größe ihre Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel. In der Analyse des Einflusses der Anzahl Haushaltsmitglieder auf die Pro-Kopf-Ausgaben weiterer privater und öffentlicher Güter zeigen sich theoriekonforme Zusammenhänge. Die Haushaltsgröße übt einen signifikant negativen Einfluss auf die Ausgabenanteile für Miete sowie Alkohol und Tabak aus. In Haushalten mit einem Kind zeigt sich ein signifikant positiver Einfluss der Haushaltsgröße auf das aufgewendete Budget für Kleidung und Schuhe, wohingegen für Haushalte mit mehr als einem Kind ein signifikant negativer Einfluss vorliegt. Damit verfügt die Gütergruppe Kleidung und Schuhe über eine öffentliche Komponente, die auf die Anwesenheit von Kindern zurückzuführen ist. Hinsichtlich der Gruppe der Unterhaltungsgüter zeigt sich ebenso theoriekonform ein negativer Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und den Pro-

Kopf-Ausgaben für Unterhaltung mit öffentlichen Charakter sowie ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen der Haushaltsgröße und den Pro-Kopf-Ausgaben für Unterhaltung mit privaten Charakter.

Die Prüfung der Hypothese der Endogenität des Arbeitsangebots zur Erklärung des zur Theorie konträren Einflusses der Haushaltsgröße auf die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel erfolgt durch Einbeziehung der wöchentlichen Arbeitszeit männlicher und weiblicher Erwachsener in einem Haushalt in die Schätzung der Budgetgleichung. Diese zeigt keinen Einfluss auf den signifikant negativen Koeffizienten der Haushaltsgröße. Damit beruht die Reduktion der Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel bei zunehmender Anzahl an Haushaltsmitgliedern in Deutschland nicht auf dem endogenen Angebot an Arbeit und die Hypothese wird als mögliche Erklärung abgelehnt. Demgegenüber zeigt die Haushaltsgröße einen signifikant negativen Einfluss auf die qualitätsangepassten Ausgaben pro Einheit. Damit zahlen große Haushalte weniger pro nachgefragte Einheit Nahrungsmittel und ziehen Vorteile aus Mengenrabatten beim Kauf großer beziehungsweise aus Sonderverkaufsaktionen beim Kauf mehrerer Verpackungseinheiten.

Damit beruht der signifikant negative Einfluss der Haushaltsgröße auf die Pro-Kopf-Ausgaben für Nahrungsmittel im Konsum deutscher Haushalte auf der Umsetzung direkter Economies of Scale. Daraus folgt, dass Haushalte mit zunehmender Mitgliederzahl nicht schlechter gestellt sind und aufgrund dessen ihren Pro-Kopf-Konsum an Nahrungsmitteln reduzieren, sondern dass sie auch im Konsum privater Güter Größenvorteile realisieren. Für ein politisches Eingreifen zur zusätzlichen monetären Unterstützung großer Haushalte besteht in Deutschland damit keine Notwendigkeit.

Die Analysen des Preissetzungsverhaltens der Mengenrabatte und Preisaufschläge im deutschen Lebensmitteleinzelhandel zeigen, dass bei 9,6 % der untersuchten Produkte höhere Preise pro Einheit bei der großen im Vergleich zur entsprechend kleineren Verpackung vorliegen. Demgegenüber treten bei 84,7 % der Produkte Mengenrabatte und bei den verbleibenden 5,7 % lineares Preissetzungsverhalten auf. Die empirische Analyse der einflussnehmenden Determinanten auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Mengenrabatten und Preisaufschlägen zeigt einen signifikant positiven

Einfluss der Anzahl verfügbarer Verpackungsgrößen, der Art des Verpackungsgrößenverhältnisses sowie der Lagerbedingungen auf die Existenz von Preisauflagen. Demgegenüber nimmt die Wahrscheinlichkeit eines höheren Preises pro Einheit der großen Verpackung mit zunehmender Größendifferenz zwischen den Verpackungen und mit steigendem Preis ab. Bei drei der Handelsunternehmen liegt ein signifikant positiver Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens eines Preisauflages vor. Ebenso zeigen drei unterschiedliche Verpackungsmaterialien einen signifikant positiven Einfluss.

In Bezug auf das Ausmaß von Mengenrabatten und Preisauflagen kann für die Faktoren der Anzahl verfügbarer Verpackungsgrößen, die Art des Verpackungsgrößenverhältnisses sowie der Lagerbedingungen ein signifikant negativer Einfluss auf die Differenz zwischen den Preisen pro Einheit der großen zur kleinen Verpackung festgestellt werden. Im Gegensatz dazu nimmt das Ausmaß der Preisauflagen mit zunehmender Differenz zwischen den Verpackungsgrößen zu.

Mit diesen Ergebnissen wird eine Vielzahl an Hypothesen des theoretischen Modells bestätigt, die die Erklärung der Existenz von Preisauflagen infolge von Kostenunterschieden zwischen den Verpackungsgrößen unterstützt. Diese Kostenunterschiede gibt der Handel in Form von höheren Preisen pro Einheit bei großen Verpackungen an den Konsumenten weiter, wodurch es zur Entstehung von Preisauflagen kommt. Da die Analysen auf der Grundlage von Haushaltspaneldata basieren, wird deutlich, dass Konsumenten trotz gesetzlich vorgeschriebener Grundpreisauszeichnung im deutschen Lebensmitteleinzelhandel Produkte mit Preisauflagen nachfragen. Daraus ergibt sich die Frage, ob die Auszeichnung des Grundpreises eine ausreichende Maßnahme zur Verbesserung der Verbraucherinformation darstellt (Richtlinie 98/6/EG).

Benner und Heidecke (2005) weisen in ihrer Untersuchung darauf hin, dass die Grundpreisauszeichnung im deutschen Lebensmitteleinzelhandel vielfach Mängeln unterliegt. Häufig sind die kleinen und großen Verpackungen eines Produkts an unterschiedlichen Standorten im Handel platziert, so dass dem Konsumenten keine Möglichkeit des Vergleichs der Preise pro Einheit gegeben wird. Darüber hinaus

stellen Benner und Heidecke sowohl fehlerhafte Angaben des Grundpreises aufgrund falscher Berechnung des Handels als auch vollständiges Fehlen des Preises pro Einheit fest.

Nason und Della Bitta (1983) kommen in ihrer Untersuchung zu ähnlichen Erkenntnissen bezüglich der Effizienz von Grundpreisauszeichnungen auf dem US-amerikanischen Lebensmittelmarkt. Sie stellen fest, dass bei 4,9 % der untersuchten Produkte der Preis pro Einheit in nicht standardisierten Mengeneinheiten angegeben ist, bei 10,7 % die Grundpreisauszeichnung vollständig fehlt, bei 8,8 % das Preisschild fehlplatziert und bei weiteren 19,4 % ein fehlerhafter Grundpreis berechnet ist. Damit weisen die Preise pro Einheit bei insgesamt 40,2 % der einbezogenen Produkte mindestens einen Mangel auf.

Hieraus folgt, dass die einfache Pflicht zur Auszeichnung des Grundpreises für den Lebensmitteleinzelhandel keine ausreichende Maßnahme zum Schutz der Konsumenten vor Preisauflägen darstellt, sondern dass weitere Vorgaben und eine entsprechende Kontrolle der Auszeichnung notwendig sind. Um darüber hinaus eine erhöhte Aufmerksamkeit der Konsumenten auf den Preis pro Einheit zu erreichen, ist es von Vorteil, wenn die Auszeichnung des Grundpreises in gleicher GröÙe wie die Auszeichnung des Endverbraucherpreises erfolgt. Damit erhält der Konsument neben dem Endverbraucherpreis gleichsam die Information über den Grundpreis eines Produkts. Studien zeigen jedoch, dass Verbraucher die Angabe des Grundpreises häufig missverstehen (Mitchell, Lennard, McGoldrick, 2003). Somit gaben 28 % der befragten Personen in der Untersuchung von Mitchell et al. (2003) an, dass der Preis pro Einheit eine komplizierte Preisinformation für sie darstelle.

Dabei stellt der Kauf von Lebensmitteln anhand des Preises pro Einheit für den Konsumenten keine unbekannte Einkaufssituation dar. Frische Lebensmittel wie Obst und Gemüse, Fleisch und Fleischerzeugnisse oder Käse kauft der Konsument täglich anhand von Grundpreisinformationen. Daraus ergibt sich, dass zusätzlich zu einer hervorgehobenen Auszeichnung des Grundpreises eine entsprechende Aufklärung der Konsumenten über diese Art der Preisinformation notwendig ist.

Kapitel 6

Summary

Structural changes in the socio-demographic and economic characteristics of households as well as increases in health and quality awareness of consumers on going for decades now influence the food demand in Germany. Analysis of food demand will therefore provide important insights for food industry and federal food policy agencies about the response of households to price and income changes. In the first part of this study, a complete demand system for Germany is estimated based on a recent household expenditure survey conducted by the Federal Office of Statistics. The shapes of the non-parametric Engel curves for seven different food groups indicate that budget shares are not linear in expenditure suggesting that the commonly used Almost Ideal Demand System (AIDS) may not adequately represent consumer behavior in the present analysis. Hence, a Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) is employed to estimate expenditure, price and cross-price elasticities. All food groups are found to be necessities with unconditional expenditure elasticities ranging between 0.51 for meat and fish and 0.35 for bread and cereals. The uncompensated price elasticities show that own-price elasticities ranged between -0.34 for other foods and -0.73 for fruits. This indicates that a uniform percentage increase in prices of all commodities would generate the greatest decrease in fruit demand. The

absolute terms and in some cases also the signs of the compensated elasticities are different from those of the uncompensated elasticities, suggesting that expenditure effects are significant in affecting consumer demand decisions. Most of the compensated cross-price elasticities are positive, indicating that the relevant food groups are substitutes. However, their low magnitudes suggest that substitution possibilities are quite limited.

To illustrate the variation of elasticities across household size and composition, expenditure and uncompensated price elasticities are estimated for six different household types. The results indicate several differences in food demand patterns across these household types. Economies of scale in the allocation of household expenditure could be probably one source for these differences. Larger households are able to take advantage of economies of scale in consumption that could arise from buying in bulk discounts, increasing returns in household production or common use of shared public goods. Using both parametric and non-parametric methods, the second part of this study specifically tests the theoretical prediction that in the presence of shared public goods, larger households should have higher per capita consumption of private goods like food. The empirical results rather indicate that the per capita demand for food decreases with household size conditional on constant per capita expenditure. In line with theoretical expectation, household size has a negative impact on rent expenditure. Separating the private and public components of clothing and entertainment, the coefficients were found to be positive and negative, respectively. Two possible reasons for the negative impact of household size were examined. The first possibility, as suggested by Kochar (2000), is the endogeneity of labour supply. The results obtained from examining this hypothesis, however, show that the negative effect of household size on per capita food consumption is invariant to the household composition and the hours worked by both males and females. This suggests that the endogeneity of hours worked is probably not the reason for the negative relationship. The second is that if direct economies of scale effects dominate those generated by public goods, then expenditure will be falling even if quantities are increasing. The results showed a negative impact of household size on quality adjusted unit values, suggesting that the benefit from buying in bulk and paying less

per unit is probably responsible for the negative relationship between household size and food share.

However, several studies refute the exclusive incidence of quantity discounts concerning price setting behavior in the context of multiple package sizes. A plethora of empirical work has been undertaken in the United States that revealed quantity surcharges ranging from 7 to 34 % of the investigated products. In contrast, only few studies have been carried out on the European food sector. In particular, Schmidt (2002) found no evidence of quantity surcharges on the Danish food market and he refers his result to the growing popularity of unit pricing in Scandinavia during the recent decades. Given the significance of transparent unit pricing for consumers, the European Parliament and the European Council established the 98/6/EC directive on consumer protection that compels stores to display unit prices of products offered to the consumer. In this regard, the third part of the study examines the incidence and determinants of quantity surcharges and quantity discounts in the German food sector through a bivariate probit, using the recent household scanner survey ConsumerScan conducted by the GfK Panel Services GmbH. Selectivity bias was corrected for in estimating the extent of quantity surcharges and quantity discounts, using Heckman's procedure. The findings reveal that almost 10 % of the investigated products attract higher unit prices for larger package sizes, although the extent of price surcharges varied among product categories. However, quantity discounts appear to dominate supermarket products, with the degree of quantity discounts varying among different product groups. The results of the econometric analyses indicate that several factors significantly influence the probability of and the degree of quantity surcharges and quantity discounts.

Kapitel 7

Literatur

Abdulai, A. (2002), Household Demand for Food in Switzerland. A Quadratic Almost Ideal Demand System. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, Vol. 138(1), S. 1-18.

Abdulai, A. (2003), Economies of Scale and the Demand for Food in Switzerland: Parametric and Non-Parametric Analysis. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 54(2), S. 247-267.

Abdulai, A. und D. Aubert (2004), A cross-section analysis of household demand for food and nutrients in Tanzania. *Agricultural Economics*, Vol. 31(1), S. 67-79.

Abdulai, A.; D.K. Jain und A.K. Sharma (1999), Household Food Demand Analysis in India. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 50(2), S. 316-327.

Agrawal, J.; P.E. Grimm und N. Srinivasan (1993), Quantity Surcharges on Groceries. *The Journal of Consumer Affairs*, Vol. 27(2), S. 335-356.

Appel, V. und P. Ferber (1987), Vorschätzung des Nahrungsmittelverbrauchs in den Ländern der EG (12) im Zieljahr 1990/91, Schriftenreihe des Bundesministe-

- riums für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, Heft 339, Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup.
- Bai, J. und T.I. Wahl (2005), Estimating a Quadratic AIDS Model Using Chinese Urban Household Data and Implications for Dairy Products. Paper presented at the WERA-101 Annual Conference in Reno, Nevada, USA.
- Banks, J.; R. Blundell und A. Lewbel (1997), Quadratic Engel Curves and Consumer Demand. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79(4), S. 527-539.
- Barten, A.P. (1964), Family Composition, Prices and Expenditure Patterns. In P.E. Hart, G.; Mills, J.K. und Whitaker (Hrsg.), *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Butterworths, London, UK.
- Barten, A.P. (1966), Theorie en empirie van een volledig stelsel van vraagvergelijkingen. Dissertation, Rotterdam, The Netherlands.
- Benin, S. (1999), Economies of Scale, Household Size, and the Demand for Food: The Missing Link. Selected Paper of the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Tennessee, USA.
- Benner, E. und S. Heidecke (2005), Grundpreisaufschläge bei Groß- und Familienpackungen – eine empirische Untersuchung im deutschen und französischen Lebensmitteleinzelhandel - Hohenheimer Agrarökonomische Arbeitsberichte Nr. 11, Hohenheim.
- BGBI. I (2002), Preisangabenverordnung (PAngV), S. 4197ff.
- Binkley, J.K. und J. Bejnarowicz (2003), Consumer price awareness in food shopping: the case of quantity surcharges. *Journal of Retailing* Vol. 79(1), S. 27-35.
- Blundell, R. und I. Walker (1986), A Life-Cycle Consistent Empirical Model of Family Labour Supply Using Cross-Section Data. *The Review of Economic Studies*, Vol. 53(4), S. 539-558.

-
- Blundell, R.; P. Pashardes und G. Weber (1993), What do we learn about consumer demand patterns from micro data? *American Economic Review*, Vol. 83(3), S. 570-597.
- Browning, M.J. und C. Meghir (1991), The Effects of Male and Female Labour Supply on Commodity Demands. *Econometrica*, Vol. 59(4), S. 925-951.
- Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (2006), Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten der Bundesrepublik Deutschland 2006. Landwirtschaftsverlag Münster-Hiltrup.
- Burton, M. und T. Young (1992), The structure of changing tastes for meat and fish demand in Great Britain. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 19(2), S. 165-180.
- Carlson, J.A. und Gieseke, R.J. (1983), Price Search in a Product Market. *Journal of Consumer Research*, Vol. 9(4), S. 357-365.
- Chesher, A. und H. Rees (1987), Income Elasticities of Demands for Foods in Great Britain. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 38(3), S. 435-448.
- Chiang, A.C. (1967), *Fundamental Methods of Mathematical economics*, 3rd ed. New York: McGraw-Hill Book Company.
- Chouinard, H.; J. McCluskey und D. Sprott (2004), All Tuna is not Created Equal: The Existence of Quantity Surcharges Due to Product Differentiation. Selected Paper of the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Denver, USA.
- Christensen, L.R.; D.W. Jorgenson und L.J. Lau (1975), Transcendental Logarithmic Utility Functions. *American Economic Review*, Vol. 65(3), S. 367-383.
- Cleaveland, W.S. (1979), Robust Locally Weighted Regression and Smoothing Scatterplots. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74(368), S. 829-836.

- Cox, T.L. und M.K. Wohlgenant (1986), Prices and Quality Effects in Cross-Sectional Demand Analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 68(4), S. 908-919.
- Crossley, Th. und Y. Lu (2004), Exploring the Returns to Scale in Food Preparation, Baking Penny Buns at Home. Working Paper Series, McMaster University, Hamilton, Canada.
- Cude, B. und R. Walker (1984), Quantity Surcharges: Are they important in Choosing a Shopping Strategy? *The Journal of Consumer Affairs*, Vol. 18(2), S. 287-295.
- Deaton, A. (1997), *The Analysis of Household Surveys. A Microeconomic Approach to Development Policy*. The Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- Deaton, A. und J. Muellbauer (1980a), An Almost Ideal Demand System. *American Economic Review*, Vol. 70(3), S. 312-326.
- Deaton, A. und J. Muellbauer (1980b), *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Deaton, A. und Ch. Paxson (1998), Economies of Scale, Household Size, and the Demand for Food. *Journal of Political Economy*, Vol. 106(5), S. 897-930.
- Deaton, A. und Ch. Paxson (2003), Engel's What? A Response to Gan and Vernon. *Journal of Political Economy*, Vol. 111(6), S. 1378-1381.
- Decoster, A. und F. Vermeulen (1998), Evaluation of the Empirical Performance of Two-Stage Budgeting AIDS, QUAIDS and Rotterdam Models Based on Weak Separability, Discussion Paper DPS 98.07, Center of Economic Studies, Katholieke Universiteit Leuven, Belgium.
- de Haen, H.; K.N. Murty und S. Tangermann (1982), Künftiger Nahrungsmittelverbrauch in der Europäischen Gemeinschaft – Ergebnisse eines simultanen Nachfragesystems – Schriftenreihe des Bundesministeriums für Ernährung, Land-

- wirtschaft und Forsten, Heft 271, Landwirtschaftsverlag GmbH, Münster-Hiltrup.
- Duncan, C.P. (1990), Consumer Market Beliefs: A Review of the Literature and an Agenda for Future Research. *Advances in Consumer Research*, Vol. 17, S. 729-736.
- Durham, C. und J. Eales (2006), Demand Elasticities for Fresh Fruit at Retail Level. Selected Paper of the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, California, USA.
- Edgerton, D.L.; B. Assarsson; A. Hummelose; I.P. Laurila; K. Rickertsen und P.H. Vale (1996), *The Econometrics of Demand Systems with Application to Food Demand in the Nordic Countries*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, The Netherlands.
- Engel, E. (1895), Die Lebenskosten belgischer Arbeiter-Familien früher und jetzt: ermittelt aus Familien-Haushaltsrechnungen und vergleichend zusammengestellt. *Bulletin de l'Institut International de Statistique*, Bd. 9, S. 1-74.
- Europäisches Parlament und Europäischer Rat (1998), Richtlinie 98/6/EG.
- Fan, J. (1992), Design-adaptive non-parametric regression. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, S. 998-1004.
- Fan, J. (2000), Prospects of Non-parametric Modelling. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 95(452), S. 1296-1300.
- Fan, S.; E.J. Wailes und G.L. Cramer (1995), Household Demand in Rural China: A Two-Stage LES-AIDS Model. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 77(1), S. 54-62.
- Filip, J. (1983), *Lebensmittelnachfrage ausgewählter privater Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland. Eine Auswertung der Laufenden Wirtschaftsrechnung für drei Haushaltstypen*. Dissertation, Gießen.

-
- Fulponi, L. (1989), The Almost Ideal Demand System: An Application to Food and Meat Groups for France. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 40(1), S. 82-92.
- Gan, L. und V. Vernon (2003), Testing the Barten Model of Economies of Scale in Household Consumption: Toward Resolving a Paradox of Deaton and Paxson. *Journal of Political Economy*, Vol. 111(6), S. 1361-1377.
- Gardes, F. und Ch. Starzec (2000), Economies of Scale and food consumption: a reappraisal of the Deaton-Paxson paradox. Working Paper No. 2000-08, Centre National de la Recherche Scientifique, Paris, France.
- Gerstner, E. und J.D. Hess (1987), Why do Hot Dogs come in Packs of 10 and Buns in 8s or 12s? A Demand-Side Investigation. *Journal of Business*, Vol. 60(4), S. 491-517.
- Gibson, J. (2002), Why does the Engel Method work? : Food demand, Economies of Size and Household Survey Methods. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 64(4), S. 341-359.
- Gibson, J. (2003), Does Measurement Error Explain a Paradox about Household Size and Food Demand? Evidence from Variation in Household Survey Methods. Selected Paper of the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Montreal, Canada.
- Greene, W.H. (2003), *Econometric Analysis*. Prentice Hall International, London, UK.
- Gupta, O.K. und A.S. Rominger (1996), Blind Man's Bluff: The Ethics of Quantity Surcharges. *Journal of Business Ethics*, Vol. 15, S. 1299-1312.
- Han, T. und T.H. Wahl (1998), China's Rural Household Demand for Fruit and Vegetables. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol. 30(1), S. 141-150.

- Härdle, W. (1990), Applied nonparametric regression. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Hausman, J.A.; W.K. Newey und J.L. Powell (1995), Nonlinear errors in variables: Estimation of some Engel curves. *Journal of Econometrics*, Vol. 65(1), S. 205-233.
- Hayes, D.J.; T.I. Wahl und G.W. Williams (1990), Testing Restrictions on a Model of Japanese Meat Demand. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 72(3), S. 556-566.
- Heckman, J.J. (1976), The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 5(4), S. 475-492.
- Heckman, J.J. (1979), Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, Vol. 47(1), S. 153-161.
- Henning, Ch. und J. Michalek (1992), Innovatives Konsumverhalten für Nahrungsmittel? Ableitung und Schätzung eines auf Nahrungsmittel fokussierten kompletten Nachfragesystems unter Berücksichtigung von zeitlichen Präferenzänderungen. *Agrarwirtschaft*, Vol. 41(11), S. 330-342.
- Hoffmann, C. (2003), Die Nachfrage nach Nahrungs- und Genußmitteln privater Haushalte vor dem Hintergrund zukünftiger Rahmenbedingungen. *Studien zur Haushaltsökonomie* 28, Peter Lang GmbH, Frankfurt am Main.
- Horowitz, A.W. (2002), Household Size and the Demand for Food: A Puzzle Resolved?. Paper presented at the Northeastern Universities Development Consortium Conference, Massachusetts, USA.
- Jiang, B. und J. Davis (2007), Household food demand in rural China, *Applied Economics*, Vol. 39(3), S. 373-380.

- Jones, A. und M.J. Mazzi (1996), Tobacco consumption and taxation in Italy: an application of the QUAIDS model. *Applied Economics*, Vol. 28(5), S. 595-603.
- Jorgenson, D.W.; L.J. Lau und T.M. Stoker (1982), The Transcendental Logarithmic Model of Aggregated Consumer Behaviour. In: R. Basmann und G. Rhodes (Hrsg.). *Advances in Econometrics*, Greenwich.
- Kakwani, N. (1997), Economies of Scale in Household Consumption with Application to Australia, Discussion Paper 97/11, School of Economics, The University of New South Wales.
- Kochar, A. (2000), Parental Benefits from Intergenerational Coresidence: Empirical Evidence from Rural Pakistan. *Journal of Political Economy*, Vol. 108(6), S. 1184-1209.
- Kohn, K. und M. Missong (2003), Estimation of Quadratic Expenditure Systems Using German Household Budget Data. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Band 223(4), S. 422-448.
- Lazaridis, P. (2003), Household Meat Demand in Greece: A Demand Systems Approach Using Microdata. *Agribusiness*, Vol. 19(1), S. 43-59.
- Lebensmittel-Zeitung (2004), Die marktbedeutenden Handelsunternehmen 2004, Deutscher Fachverlag.
- Lewbel, A. (1991), The Rank of Demand Systems: Theory and Nonparametric Estimation. *Econometrica*, Vol. 59(3), S. 711-730.
- MaCurdy, T.E. (1983), A Simple Scheme for Estimating an Intertemporal Model of Labor Supply and Consumption in the Presence of Taxes and Uncertainty. *International Economic Review*, Vol. 24(2), S. 265-289.
- Manning, K.C.; D.E. Sprott und A.D. Miyazaki (1998), Consumer Response to Quantity Surcharges: Implications for Retail Price Setters. *Journal of Retailing*, Vol. 74(3), S. 373-399.

- McGoldrick, P.J. und H.J. Marks (1985), Price-Size Relationships and Customer Reactions to a Limited Unit-Pricing Program. *European Journal of Marketing*, Vol. 19(1), S. 47-64.
- Meenakshi, J.V. und R. Ray (1999), Regional Differences in India's Food Expenditure Pattern: A Complete Demand Systems Approach. *Journal of International Development*, Vol. 11(1), S. 47-74.
- Mergos, G.J. und G.S. Donatos (1989), Demand for Food in Greece: An Almost Ideal Demand System Analysis. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 40(2), S. 178-184.
- Merz, J. (1980), Die Ausgaben privater Haushalte. Ein mikroökonomisches Modell für die Bundesrepublik Deutschland. Campus Verlag, Frankfurt am Main.
- Meyer, H. (1978), Analyse der Nachfrage nach Nahrungs- und Genußmitteln in der Bundesrepublik Deutschland auf der Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe von 1962/63 und 1969. *Agrarwirtschaft Sonderheft 76*, Alfred Strothe Verlag, Hannover.
- Michalek, J. und M.A. Keyzer (1992), Estimation of a two-stage LES-AIDS consumer demand system for eight EC countries. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 21(2), S. 137-163.
- Michelini, C. (1999), The estimation of a rank 3 demand system with demographic demand shifters from quasi-unit record data of household consumption. *Economics Letters*, Vol. 65(1), S. 17-24.
- Mills, G. (2002), Retail pricing strategies and market power. Melbourne University Press, Australia.
- Mitchell, V.-W.; D. Lennard und P. McGoldrick (2003), Consumer Awareness, Understanding and Usage of Unit Pricing. *British Journal of Management*, Vol. 14(2), S. 173-187.

- Molina, J.A. (1994), Food Demand in Spain: An Application of the Almost Ideal Demand System. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 45(2), S. 252-258.
- Molina, J.A. und A.I. Gil (2005), The Demand Behaviour of Consumer in Peru: A Demographic Analysis using the QUAIDS. *The Journal of Developing Areas*, Vol. 39(1), S. 191-206.
- Moro, D. und P. Sckokai (2000), Heterogeneous preferences in household food consumption in Italy. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 27(3), S. 305-323.
- Moschini, G. und K.D. Mielke (1989), Modeling the Pattern of Structural Change in U.S. Meat Demand. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71(2), S. 253-261.
- Muellbauer, J. (1976), Community Preferences and the Representative Consumer. *Econometrica*, Vol. 44(5), S. 525-543.
- Murty, K.N. und A. Pradesh (1981), Analysis of Food Consumption in the Federal Republic of Germany. *Empirical Economics*, Vol. 6(1), S. 75-86.
- Nason, R.W. und A.J. Della Bitta (1983), The Incidence and Consumer Perception of Quantity Surcharges. *Journal of Retailing*, Vol. 59, S. 40-54.
- Nelson, J. A. (1988), Household Economies of Scale in Consumption: Theory and Evidence. *Econometrica*, Vol. 56(6), S. 1301-1314.
- Nichèle, V. (2003), Health Information and Food Demand in France. In: W.S. Chern und K. Rickertsen (Hrsg.), *Health, Nutrition and Food Demand*. CAB International, Wallingford, Oxon UK.
- Park, J.L.; R.B. Holcomb; K.C. Raper und O. Crapps (1996), A demand system analysis of food commodities by US households segmented. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 78(2), S. 290-300.

-
- Perali, F. (2001), The Second Engel Law and Economies of Scale: an Empirical Puzzle to be Resolved. Working Paper No. 28/2001, Centre for Household, Income, Labour and Demographic Economics, Verona, Italia.
- Pofahl, G.M.; O. Crapps Jr. und A. Clauson (2005), Demand for Non-Alcoholic Beverages: Evidence from the ACNielsen Home Scan Panel. Selected paper of the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Rhode Island, USA.
- Poi, B.P. (2002), From the help desk: Demand system estimation. *Stata Journal*, Vol. 2(4), S. 403-410.
- Pollak, R.A. und T.J. Wales (1992), *Demand System Specification and Estimation*. Oxford University Press, New York.
- Prais, S.J. und H.S. Houthakker (1955), *The Analysis of Family Budget*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Rettig, R. (1983), Ein vollständiges Nachfragesystem für den Privaten Verbrauch. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, Band 103(3), S. 205-224.
- Röder, C. (1998), Determinanten der Nachfrage nach Nahrungsmitteln und Ernährungsqualität in Deutschland. Eine ökonometrische Analyse auf der Grundlage der Nationalen Verzehrsstudie. *Agrarwirtschaft Sonderheft 161*, Agrimedia, Frankfurt am Main.
- Ronning, G. (1988), Möglichkeiten und Grenzen der ökonometrischen Nachfrageanalyse. *Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, Vol. 17(2), S. 65-72.
- Ryll, E. (1984), Bestimmungsgründe und Elastizitäten der Nachfrage nach Fisch und Fischwaren in der Bundesrepublik Deutschland. *Berichte über Landwirtschaft*, Vol. 62(2), S. 208-221.

- Salop, S. (1977), The Noisy Monopolist: Imperfect Information, Price Dispersion and Price Discrimination. *Review of Economic Studies*, Vol. 44(3), S. 393-406.
- Schmidt, M. (2002), A Consumer Panel Approach to investigate the Quantity Surcharge Phenomenon. Working Paper No. 2002-002, Center of Market Economics, Copenhagen Business School, Denmark.
- Sienknecht, H.-P. (1986), Probleme der Konstruktion und Überprüfung ökonomischer Modelle der Konsumgüternachfrage. *Schriften zur angewandten Ökonometrie Heft 17*, HAAG+HERCHEN Verlag, Frankfurt am Main.
- Sprott, D.E.; K.C. Manning und A.D. Miyazaki (2003), Grocery Price Setting and Quantity Surcharges. *Journal of Marketing*, Vol. 67(July), S. 34-46.
- Statistisches Bundesamt (2003), *Wirtschaftsrechnungen Einkommens- und Verbrauchsstichprobe – Aufgabe, Methode und Durchführung der EVS 2003 – . Fachserie 15, Heft 7*, Wiesbaden.
- Stone, J.R.N. (1954), Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand. *Economic Journal*, Vol. 64(255), S. 511-527.
- Täufel, A.; W. Ternes; L. Tunger und M. Zobel (1998), *Lebensmittel-Lexikon. Band 1 und 2*, Behr's Verlag Hamburg.
- Theil, H. (1965), The information approach to demand analysis. *Econometrica*, Vol. 33, S. 67-87.
- Theil, H. und R. Mnookin (1966), The information value of demand equations and predictions. *Journal of Political Economy*, Vol. 74(1), S. 34-45.
- Thiele, S. (2001), Ausgaben- und Preiselastizitäten der Nahrungsmittelnachfrage auf Basis von Querschnittsdaten: Eine Systemschätzung für die Bundesrepublik Deutschland. *Agrarwirtschaft*, Vol. 50(2), S. 108-115.

- Tiffin, A. und R. Tiffin (1999), Estimates of Food Demand Elasticities for Great Britain: 1972-1994. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 50(1), S. 140-147.
- Vernon, V. (2004), Food Expenditure, Food Preparation Time and Household Economies of Scale, *Economic Working Papers*, University of Texas at Austin.
- Walden, M.L. (1988), Why Unit Prices of Supermarket Products vary. *The Journal of Consumer Affairs*, Vol. 22(1), S. 74-84.
- Walker, R. und B. Cude (1984), The Frequency of Quantity Surcharges. Replication and Extension. *Journal of Consumer Studies and Home Economics*, Vol. 8, S. 121-128.
- White, H.A. (1980), Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test of Heteroscedasticity. *Econometrica*, Vol. 48(4), S. 817-838.
- Widrick, S.M. (1979a), Measurement of Incidence of Quantity Surcharge Among Selected Grocery Products. *The Journal of Consumer Affairs*, Vol. 13(1), S. 99-107.
- Widrick, S.M. (1979b), Quantity Surcharge: A Pricing Practice among Grocery Store Items – Validation and Extension. *Journal of Retailing*, Vol. 55, S. 47-58.
- Wildner, S. (2000), Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung von Gesundheitsinformationen. *Agrarwirtschaft Sonderheft 169*, Bergen.
- Wildner, S. und S. von Cramon-Taubadel (2003), Health Information and Food Demand in Eastern and Western Germany. In: W.S. Chern und K. Rickertsen (Hrsg.), *Health, Nutrition and Food Demand*. CAB International, Wallingford, Oxon UK.
- Zotos, Y. und S. Lysonski. (1993), An Exploration of the Quantity Surcharge Concept in Greece. *European Journal of Marketing*, Vol. 27(10), S. 5-18.

Kapitel 8

Anhang

Anhang 8-1: Aufteilung des Stichprobenumfangs auf die Bundesländer in der EVS 2003

Bundesland	Haushalte insgesamt in 1000	Stichproben- umfang	Auswahlsatz in %
Schleswig-Holstein	1.262,2	2.765	0,22
Hamburg	894,8	2.029	0,23
Niedersachsen	3.564,8	7.038	0,20
Bremen	353,1	878	0,25
Nordrhein-Westfalen	8.157,1	14.826	0,18
Hessen	2.716,6	5.512	0,20
Rheinland-Pfalz	1.788,4	3.783	0,21
Baden-Württemberg	4.615,2	8.880	0,19
Bayern	5.350,8	10.144	0,19
Saarland	500,7	1.203	0,24
Berlin			
Berlin-West	1.119,4	2.368	0,21
Berlin-Ost	667,9	1.413	0,21
Brandenburg	1.147,3	2.537	0,22
Mecklenburg-Vorpommern	807,7	1.850	0,23
Sachsen	2.069,9	4.315	0,21
Sachsen-Anhalt	1.207,8	2.657	0,22
Thüringen	1.079,4	2.402	0,22
Deutschland	37.303	74.600	0,20

Quelle: Statistisches Bundesamt, 2003

Anhang 8-2: Quotierungsmerkmale der EVS 2003

<p>Haushaltstyp</p> <p>Alleinlebende (1-Personen-Haushalte)</p> <p>Ehepaare/Nichteheliche Lebensgemeinschaften ohne Kinder</p> <p>Alleinerziehende mit ledigen Kindern unter 27 Jahren und mit mindestens einem Kind unter 18 Jahren</p> <p>Ehepaare/Nichteheliche Lebensgemeinschaften mit ledigen Kindern unter 27 Jahren und mindestens einem Kind unter 18 Jahren, höchstens ein Partner erwerbstätig</p> <p>Ehepaare/Nichteheliche Lebensgemeinschaften mit ledigen Kindern unter 27 Jahren und mindestens einem Kind unter 18 Jahren, beide Partner erwerbstätig</p> <p>Sonstige Haushalte</p>
<p>Soziale Stellung des/der Haupteinkommensbeziehers/-bezieherin</p> <p>Selbständige (ohne Landwirte/Landwirtinnen)</p> <p>Beamte/Beamtinnen</p> <p>Angestellte</p> <p>Arbeiter/Arbeiterinnen</p> <p>Renter/Renterinnen, Pensionäre/Pensionärinnen</p> <p>Sonstige Nichterwerbstätige</p> <p>Landwirte/Landwirtinnen</p>
<p>Haushaltsnettoeinkommen von ... bis unter ... Euro</p> <p>0 - 900</p> <p>900 - 1300</p> <p>1300 - 2600</p> <p>2600 - 3600</p> <p>3600 und mehr</p>

Quelle: Statistisches Bundesamt, 2003

Anhang 8-3: Aggregation der erfassten Nahrungsmittel im Feinaufzeichnungsheft der EVS 2003

Nahrungsmittelgruppe	Nahrungsmittel
Brot und Getreideprodukte	Reis, Brot und andere Backwaren aus Brotteig, Weißbrot, Roggen- und Mischbrot, Schrot- und Vollkornbrot, Knäckebrot, Zwieback, Teigwaren, Weizenmehl, Haferflocken und ähnliche Hafererzeugnisse, Reismehl, Gries, Flocken, Backmischungen, Müsli, Cornflakes
Fleisch und Fisch	Rindfleisch, Rinderrouladen, Rinderfilet, anderes Rindfleisch, Kalbfleisch, Schweinefleisch, anderes Schweinefleisch, Schaf- und Ziegenfleisch, Geflügelfleisch, Rohwurst, Brüh- und Bratwurst, Frischwurstaufschnitt, Bierschinken, Fleischwurst, Kochwurst, Wurstkonserven, getrocknetes, gebratenes oder gekochtes Fleisch, Wurstwaren, Schinken, Speck, Innereien und Schlachtnebenprodukte, Hasen-, Kaninchen- und Wildfleisch, Hackfleisch, Fische frisch, Fische tiefgefroren, Fischfilets, Fischerzeugnisse
Milch, Milchprodukte und Eier	Milch, Joghurt, Hartkäse, Schnittkäse, Weichkäse, Frischkäse, Sauermilchkäse, Kochkäse, Schmelzkäse, Sahne, Fertigpudding, Quarksüßspeise, Buttermilch, Milchmodergetränke, Eier
Obst	Apfelsinen, Mandarinen, Pampelmusen, Grapefruits, Zitronen, Limetten, Bananen, Äpfel, Birnen, Stein- und anderes Kernobst, Erdbeeren, Weintrauben, andere Beeren, Trockenobst, gesalzene oder geröstete Schalenobst, anderes Schalenobst, Ananaskonserven, tiefgefrorenes Obst
Gemüse	Blattsalat, Stielgemüse, Weißkohl, Tomaten, Gurken, anderes Fruchtgemüse, Zwiebelgemüse, Pilze, Möhren, anderes Gemüse, Trocken- gemüse, Spinat, anderes tiefgefrorenes Gemüse, Kartoffeln, Kartoffel- erzeugnisse
Alkoholfreie Erfrischungsgetränke	Kaffee, Kaffee-Extrakt, Tee, Tee-Extrakt, Kakaoerzeugnisse, Mineralwasser, koffeinhaltige Erfrischungsgetränke mit Kohlensäure, andere Erfrischungsgetränke mit Kohlensäure, Fruchtsaft aus Kernobst, Fruchtsäfte aus Zitrusfrüchten, Fruchtsaft aus Trauben, Multivitamin- säfte, Fruchtsäfte aus anderem Obst, Fruchtnektare, Fruchtsaftgetränke, Diätetische Fruchtsaft-Erfrischungsgetränke, Fruchtsirup und Frucht- saftkonzentrate, Gemüsesäfte, Säfte ohne nähere Bezeichnung
Andere Nahrungsmittel	Butter, Margarine, Erdnussbutter, pflanzliche Backfette, Olivenöl, Speiseöle, Zucker, Konfitüre, Bienenhonig, Tafel- und Stangenschokolade, andere Schokoladenerzeugnisse, Pralinen, Brotaufstrich auf Nougatbasis, Speisesalz, Säuglings- und Kleinkindernahrung auf Getreide- basis, Säuglings- und Kleinkindernahrung auf Milchbasis, Säuglings- und Kleinkindernahrung auf Gemüsebasis, homogenisierte Säuglings- und Kleinkindernahrung, Essig, Mayonnaise

Quelle: Eigene Zusammenstellung nach Statistisches Bundesamt (2003), Feinaufzeichnungsheft

Anhang 8-4: Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten der im Weiteren berücksichtigten Haushaltstypen

	Brot/ Getreide	Fleisch/ Fisch	Milch	Obst	Gemüse	AFG	Andere Nahrungs- mittel
Unkompensierte Preiselastizitäten							
Brot/Getreide	-0,524	-0,074	-0,011	-0,051	-0,056	-0,009	-0,098
Fleisch/Fisch	-0,134	-0,981	0,052	0,044	-0,093	0,031	-0,108
Milch	0,004	-0,090	-0,884	-0,008	0,019	-0,029	-0,090
Obst	-0,084	0,017	0,025	-0,884	-0,030	0,009	-0,003
Gemüse	-0,049	-0,055	0,021	-0,032	-0,690	-0,005	-0,073
AFG	-0,004	0,000	0,007	0,009	-0,004	-1,032	0,036
Andere Nahrungsmittel	-0,126	-0,075	-0,053	-0,024	-0,109	0,001	-0,488
Kompensierte Preiselastizitäten							
Brot/Getreide	-0,450	0,036	0,071	0,030	0,030	0,085	-0,021
Fleisch/Fisch	0,091	-0,649	0,301	0,288	0,168	0,314	0,124
Milch	0,157	0,135	-0,715	0,158	0,195	0,164	0,066
Obst	-0,002	0,138	0,115	-0,796	0,064	0,112	0,081
Gemüse	0,021	0,049	0,098	0,044	-0,609	0,083	-0,001
AFG	0,135	0,205	0,161	0,159	0,157	-0,857	0,178
Andere Nahrungsmittel	-0,417	0,049	0,039	0,067	-0,012	0,106	-0,402
	Ausgaben- elastizitäten	Kompensierte Eigenpreis- elastizitäten	Unkompensierte Eigenpreis- elastizitäten				
Brot/Getreide	0,723	-0,452	-0,528				
Fleisch/Fisch	1,212	-0,650	-0,977				
Milch	0,907	-0,720	-0,889				
Obst	0,890	-0,801	-0,889				
Gemüse	0,952	-0,610	-0,690				
AFG	1,035	-0,859	-1,033				
Andere Nahrungsmittel	0,804	-0,402	-0,489				

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-5: Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten der 1-Personen-Haushalte (1 E – 0 K)

	Brot/ Getreide	Fleisch/ Fisch	Milch	Obst	Gemüse	AFG	Andere Nah- rungs- mittel
Unkompensierte Preiselastizitäten							
Brot/Getreide	-0,485	-0,093	0,015	-0,065	-0,087	-0,010	-0,086
Fleisch/Fisch	-0,178	-1,010	0,045	0,059	-0,100	0,070	-0,106
Milch	0,056	-0,129	-0,868	-0,032	-0,006	-0,027	-0,057
Obst	-0,203	0,073	0,291	-0,875	-0,035	0,008	-0,012
Gemüse	-0,081	-0,059	0,067	-0,173	-0,675	-0,001	-0,071
AFG	0,096	-0,072	-0,203	0,634	0,099	-1,040	0,046
Andere Nahrungsmittel	-0,101	-0,105	-0,058	0,022	-0,105	-0,013	-0,500
Kompensierte Preiselastizitäten							
Brot/Getreide	-0,419	0,027	0,095	0,022	0,008	0,082	-0,011
Fleisch/Fisch	0,011	-0,671	0,272	0,308	0,169	0,332	0,107
Milch	0,187	0,106	-0,710	0,141	0,181	0,155	0,091
Obst	-0,121	0,220	0,390	-0,767	0,082	0,122	0,080
Gemüse	-0,015	0,059	0,146	-0,086	-0,581	0,091	0,004
AFG	0,215	0,142	-0,059	0,791	0,270	-0,874	0,180
Andere Nahrungsmittel	-0,024	0,033	0,035	0,124	0,005	0,094	-0,414
	Ausgaben- elastizitäten	Kompensierte Eigenpreis- elastizitäten	Unkompensierte Eigenpreis- elastizitäten				
Brot/Getreide	0,717	-0,419	-0,485				
Fleisch/Fisch	1,288	-0,671	-1,010				
Milch	0,864	-0,710	-0,868				
Obst	0,946	-0,767	-0,875				
Gemüse	1,024	-0,581	-0,675				
AFG	0,997	-0,874	-1,040				
Andere Nahrungsmittel	0,810	-0,414	-0,500				

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-6: Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten der 2-Personen-Haushalte (2 E – 0 K)

	Brot/ Getreide	Fleisch/ Fisch	Milch	Obst	Gemüse	AFG	Andere Nah- rungs- mittel
Unkompensierte Preiselastizitäten							
Brot/Getreide	-0,492	-0,063	-0,005	-0,073	-0,077	0,010	-0,083
Fleisch/Fisch	-0,131	-0,999	0,112	0,006	-0,170	0,026	-0,108
Milch	-0,055	-0,054	-0,854	-0,036	-0,007	-0,033	-0,065
Obst	0,002	0,030	0,050	-0,941	-0,042	0,016	0,019
Gemüse	-0,022	-0,058	0,051	-0,215	-0,747	0,002	-0,039
AFG	-0,012	-0,060	-0,005	0,393	0,075	-1,023	0,040
Andere Nahrungsmittel	-0,117	-0,098	-0,038	0,144	-0,046	-0,069	-0,547
Kompensierte Preiselastizitäten							
Brot/Getreide	-0,434	0,040	0,057	0,016	0,019	0,095	-0,016
Fleisch/Fisch	0,073	-0,639	0,326	0,315	0,162	0,323	0,124
Milch	0,069	0,165	-0,723	0,153	0,195	0,148	0,076
Obst	0,075	0,159	0,127	-0,830	0,077	0,122	0,102
Gemüse	0,041	0,053	0,117	-0,119	-0,644	0,094	0,033
AFG	0,097	0,133	0,110	0,559	0,253	-0,864	0,164
Andere Nahrungsmittel	-0,049	0,023	0,034	0,248	0,066	0,031	-0,469
	Ausgaben- elastizitäten	Kompensierte Eigenpreis- elastizitäten	Unkompensierte Eigenpreis- elastizitäten				
Brot/Getreide	0,700	-0,434	-0,492				
Fleisch/Fisch	1,238	-0,639	-0,999				
Milch	0,736	-0,723	-0,854				
Obst	1,064	-0,830	-0,941				
Gemüse	1,141	-0,644	-0,747				
AFG	1,020	-0,864	-1,023				
Andere Nahrungsmittel	0,796	-0,469	-0,547				

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-7: Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten der 3-Personen-Haushalte (2 E – 1 K)

	Brot/ Getreide	Fleisch/ Fisch	Milch	Obst	Gemüse	AFG	Andere Nah- rungs- mittel
Unkompensierte Preiselastizitäten							
Brot/Getreide	-0,561	-0,070	0,006	-0,078	-0,033	0,004	-0,099
Fleisch/Fisch	-0,097	-0,992	0,076	-0,134	-0,117	0,011	0,052
Milch	-0,064	-0,165	-0,858	-0,038	0,042	-0,038	-0,071
Obst	-0,007	0,052	0,051	-0,857	-0,049	0,015	0,010
Gemüse	0,012	0,001	0,056	-0,104	-0,723	-0,005	-0,087
AFG	0,031	-0,059	-0,007	0,007	-0,000	-1,020	0,080
Andere Nahrungsmittel	-0,076	0,217	0,017	-0,236	-0,319	0,058	-0,495
Kompensierte Preiselastizitäten							
Brot/Getreide	-0,495	0,036	0,075	0,031	0,061	0,094	-0,042
Fleisch/Fisch	0,123	-0,645	0,306	0,227	0,191	0,308	0,242
Milch	0,077	0,056	-0,711	0,192	0,239	0,152	0,050
Obst	0,059	0,157	0,120	-0,748	0,044	0,105	0,067
Gemüse	0,070	0,093	0,117	-0,009	-0,642	0,074	-0,037
AFG	0,166	0,155	0,134	0,229	0,189	-0,838	0,197
Andere Nahrungsmittel	0,001	0,339	0,098	-0,109	-0,212	0,162	-0,429
	Ausgaben- elastizitäten	Kompensierte Eigenpreis- elastizitäten	Unkompensierte Eigenpreis- elastizitäten				
Brot/Getreide	0,763	-0,495	-0,561				
Fleisch/Fisch	1,206	-0,645	-0,992				
Milch	0,799	-0,711	-0,858				
Obst	1,253	-0,748	-0,857				
Gemüse	1,069	-0,642	-0,723				
AFG	1,032	-0,838	-1,020				
Andere Nahrungsmittel	0,657	-0,429	-0,495				

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-8: Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten der 4-Personen-Haushalte (2 E – 2 K)

	Brot/ Getreide	Fleisch/ Fisch	Milch	Obst	Gemüse	AFG	Andere Nah- rungs- mittel
Unkompensierte Preiselastizitäten							
Brot/Getreide	-0,557	-0,068	0,007	-0,059	-0,059	-0,021	-0,087
Fleisch/Fisch	-0,138	-0,970	0,066	0,004	-0,163	-0,023	-0,040
Milch	0,136	-0,037	-0,877	0,009	0,018	-0,055	-0,098
Obst	-0,110	-0,021	0,033	-0,899	-0,009	-0,004	0,001
Gemüse	-0,114	-0,061	0,049	-0,193	-0,665	-0,027	-0,047
AFG	0,163	-0,021	-0,010	0,337	0,352	-1,085	0,028
Andere Nahrungsmittel	-0,088	-0,066	-0,078	0,028	-0,035	-0,097	-0,430
Kompensierte Preiselastizitäten							
Brot/Getreide	-0,491	0,045	0,085	0,028	0,034	0,098	-0,019
Fleisch/Fisch	0,059	-0,634	0,299	0,265	0,115	0,332	0,163
Milch	0,269	0,190	-0,720	0,185	0,206	0,184	0,039
Obst	-0,054	0,074	0,099	-0,825	0,070	0,096	0,059
Gemüse	-0,062	0,027	0,110	-0,124	-0,592	0,066	0,006
AFG	0,286	0,190	0,135	0,501	0,527	-0,863	0,155
Andere Nahrungsmittel	-0,018	0,054	0,005	0,121	0,063	0,029	-0,358
	Ausgaben- elastizitäten	Kompensierte Eigenpreis- elastizitäten	Unkompensierte Eigenpreis- elastizitäten				
Brot/Getreide	0,696	-0,491	-0,557				
Fleisch/Fisch	1,189	-0,634	-0,970				
Milch	0,822	-0,720	-0,877				
Obst	0,923	-0,825	-0,899				
Gemüse	0,984	-0,592	-0,665				
AFG	1,254	-0,863	-1,085				
Andere Nahrungsmittel	0,717	-0,358	-0,430				

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-9: Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten der 5-Personen-Haushalte (2 E – 3 K)

	Brot/ Getreide	Fleisch/ Fisch	Milch	Obst	Gemüse	AFG	Andere Nah- rungs- mittel
Unkompensierte Preiselastizitäten							
Brot/Getreide	-0,641	-0,063	-0,063	0,150	0,007	0,025	-0,236
Fleisch/Fisch	-0,115	-0,933	0,085	-0,053	-0,108	-0,111	-0,091
Milch	-0,194	0,430	-0,942	0,072	0,118	-0,077	-0,111
Obst	0,093	-0,157	0,067	-0,937	-0,087	0,025	0,013
Gemüse	-0,011	0,030	-0,032	0,037	-0,726	-0,017	-0,070
AFG	0,100	-0,133	0,045	0,146	0,084	-1,077	0,008
Andere Nahrungsmittel	-0,283	0,255	-0,293	0,349	-0,195	-0,105	-0,427
Kompensierte Preiselastizitäten							
Brot/Getreide	-0,562	0,051	0,032	0,207	0,089	0,158	-0,143
Fleisch/Fisch	0,092	-0,636	0,334	0,097	0,107	0,236	0,150
Milch	-0,035	0,660	-0,749	0,187	0,284	0,191	0,075
Obst	0,155	-0,068	0,142	-0,892	-0,023	0,129	0,085
Gemüse	0,045	0,109	0,035	0,077	-0,669	0,075	-0,005
AFG	0,240	0,068	0,213	0,247	0,228	-0,843	0,171
Andere Nahrungsmittel	-0,202	0,372	-0,194	0,408	-0,110	0,032	-0,332
	Ausgaben- elastizitäten	Kompensierte Eigenpreis- elastizitäten	Unkompensierte Eigenpreis- elastizitäten				
Brot/Getreide	0,784	-0,562	-0,641				
Fleisch/Fisch	1,126	-0,636	-0,933				
Milch	0,945	-0,749	-0,942				
Obst	0,567	-0,892	-0,937				
Gemüse	0,812	-0,669	-0,726				
AFG	1,315	-0,843	-1,077				
Andere Nahrungsmittel	0,913	-0,332	-0,427				

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-10: Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten der Alleinerziehenden

	Brot/ Getreide	Fleisch/ Fisch	Milch	Obst	Gemüse	AFG	Andere Nah- rungs- mittel
Unkompensierte Preiselastizitäten							
Brot/Getreide	-0,494	0,030	0,018	-0,222	-0,126	-0,114	-0,108
Fleisch/Fisch	-0,096	-0,741	-0,045	-0,065	-0,210	-0,079	-0,010
Milch	0,301	0,882	-0,778	-0,228	-0,226	-0,001	-0,081
Obst	0,890	1,145	-0,464	-0,608	0,083	-0,048	0,106
Gemüse	0,780	0,891	-0,374	-1,285	-0,785	-0,024	0,193
AFG	0,774	0,830	-0,226	-1,332	-1,262	-0,988	0,107
Andere Nahrungsmittel	-0,694	-0,643	0,107	0,875	0,933	0,402	-0,463
Kompensierte Preiselastizitäten							
Brot/Getreide	-0,416	0,131	0,122	-0,086	0,026	0,028	-0,056
Fleisch/Fisch	0,074	-0,522	0,182	0,232	0,121	0,232	0,104
Milch	0,453	1,078	-0,574	0,038	0,071	0,278	0,021
Obst	0,951	1,223	-0,382	-0,502	0,202	0,063	0,147
Gemüse	0,839	0,966	-0,296	-1,183	-0,670	0,083	0,232
AFG	0,902	0,994	-0,055	-1,110	-1,013	-0,755	0,193
Andere Nahrungsmittel	-0,625	-0,555	0,199	0,994	1,066	0,528	-0,417
	Ausgaben- elastizitäten	Kompensierte Eigenpreis- elastizitäten	Unkompensierte Eigenpreis- elastizitäten				
Brot/Getreide	0,716	-0,416	-0,494				
Fleisch/Fisch	0,920	-0,522	-0,741				
Milch	0,957	-0,574	-0,778				
Obst	1,248	-0,502	-0,608				
Gemüse	1,394	-0,670	-0,785				
AFG	1,310	-0,755	-0,988				
Andere Nahrungsmittel	0,481	-0,417	-0,463				

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-11: Geschätzte Koeffizienten der Fourier Flexible Form Regression des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel

Variable	A. Alle Haushalte	B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen
	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert)
KONSTANTE	72,704 (1,17)	12,795 (0,13)
LNPCE : Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben	-8,542 (-0,63)	4,896 (0,23)
LNHHSIZE : Logarithmierte Haushaltsgröße	-0,373*** (-6,77)	-2,468*** (-11,01)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	0,076 (1,20)	-0,589*** (-5,04)
FRAC_CHILD : Anteil Kinder im Haushalt	-3,014*** (-26,29)	-0,527* (-1,64)
FRAC_WORK : Anteil erwerbstätiger Personen im Haushalt	-1,01*** (-26,73)	-0,862*** (-18,49)
HH_EDUC : Bildung des Haushaltsvorstands	-0,010 (-0,80)	0,038*** (2,78)
NORTH : Regionsdummy Nord	0,386*** (7,32)	0,382*** (6,77)
SOUTH : Regionsdummy Süd	0,025 (0,56)	0,132*** (2,71)
WEST : Regionsdummy West	0,435*** (9,78)	0,481*** (9,93)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-0,696*** (-17,00)	-0,721*** (-16,29)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	-0,137*** (-3,30)	-0,127*** (-2,81)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	-0,432*** (-10,38)	-0,518*** (-11,50)
LNPCE2 : (Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben) ²	0,182 (0,26)	-0,526 (-0,47)
SINLNPCE : sin(Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben)	-1,802*** (-2,92)	-1,562*** (-2,18)
SIN2LNPCE : sin 2*(Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben)	-0,167 (-0,73)	-0,038 (-0,14)
SIN3LNPCE : sin 3*(Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben)	-0,015 (-0,20)	0,058 (0,64)
COSLNPCE : cos(Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben)	4,079 (1,54)	6,734 (1,63)
COS2LNPCE : cos 2*(Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben)	0,835 (1,63)	1,267 (1,60)
COS3LNPCE : cos 3*(Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben)	0,185 (1,53)	0,269 (1,56)
R ²	0,5962	0,6099
Stichprobengröße	41.738	29.730

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-12: Geschätzte Koeffizienten der Instrumentalvariablenregression des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel

Variable	A. Alle Haushalte	B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen
	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert)
KONSTANTE	57,898*** (134,37)	60,716*** (117,04)
LNPCE : Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben	-5,593*** (-110,89)	-5,810*** (-99,21)
LNHHSIZE : Logarithmierte Haushaltsgröße	-0,715*** (-12,24)	-2,007*** (-8,75)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	-0,156** (-2,32)	-0,601*** (-4,86)
FRAC_CHILD : Anteil Kinder im Haushalt	-2,353*** (-19,26)	-1,293*** (-3,94)
HH_EDUC : Bildung des Haushaltsvorstands	-0,008 (-0,58)	0,038*** (2,38)
NORTH : Regionsdummy Nord	0,407*** (7,25)	0,405*** (6,71)
SOUTH : Regionsdummy Süd	0,059 (1,23)	0,191*** (3,60)
WEST : Regionsdummy West	0,459*** (9,61)	0,530*** (10,13)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-0,715*** (-16,48)	-0,736*** (-15,67)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	-0,149*** (-3,41)	-0,140*** (-2,93)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	-0,431*** (-9,77)	-0,507*** (-10,52)
R ²	0,5504	0,5599
Stichprobengröße	41.737	29.730

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-13: Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regressionen des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel unter Berücksichtigung des Anteils an Kindern in zwei Altersklassen

Variable	A. Alle Haushalte	B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen
	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)
KONSTANTE	54,533*** (158,31)	56,753*** (137,14)
LNPCE : Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben	-5,209*** (-138,68)	-5,354*** (-120,59)
LNHHSIZE : Logarithmierte Haushaltsgröße	-0,761*** (-16,23)	-1,691*** (-18,75)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	-0,115* (-1,73)	-0,518*** (-4,22)
FRAC0_5 : Anteil Kinder im Alter zwischen 0 und 5 Jahren im Haushalt	-3,600*** (-23,06)	-3,189*** (-18,76)
FRAC6_18 : Anteil Kinder im Alter zwischen 6 und 18 Jahren im Haushalt	-1,720*** (-15,43)	-1,133*** (-7,92)
FRAC_WORK : Anteil erwerbstätiger Personen im Haushalt	-1,501*** (36,75)	-1,277*** (-25,98)
NORTH : Regionsdummy Nord	0,374*** (6,81)	0,350*** (5,96)
SOUTH : Regionsdummy Süd	0,004 (0,09)	0,105** (2,11)
WEST : Regionsdummy West	0,388*** (8,44)	0,433*** (8,69)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-0,694*** (-16,11)	-0,710*** (-15,28)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	-0,134*** (-3,07)	-0,110** (-2,31)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	-0,403*** (-9,22)	-0,480*** (-10,10)
R ²	0,5503	0,5661
Stichprobengröße	42.365	29.912

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-14: Geschätzte Koeffizienten der Fourier Flexible Form Regressionen des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel unter Berücksichtigung des Anteils an Kindern in zwei Altersklassen

Variable	A. Alle Haushalte	B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen
	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)
KONSTANTE	74,132 (1,09)	58,376 (0,64)
LNPCE : Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben	-8,801 (-0,59)	-5,208 (-0,26)
LNHHSIZE : Logarithmierte Haushaltsgröße	-0,485*** (-10,82)	-1,737*** (-20,12)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	0,077 (1,22)	-0,499*** (-4,28)
FRAC0_5 : Anteil Kinder im Alter zwischen 0 und 5 Jahren im Haushalt	-4,825*** (-32,95)	-3,852*** (-24,11)
FRAC6_18 : Anteil Kinder im Alter zwischen 6 und 18 Jahren im Haushalt	-2,586*** (-24,11)	-1,324*** (-9,62)
FRAC_WORK : Anteil erwerbstätiger Personen im Haushalt	-1,123*** (-28,92)	-0,904*** (-19,74)
NORTH : Regionsdummy Nord	0,462*** (8,83)	0,453*** (8,12)
SOUTH : Regionsdummy Süd	0,098** (2,22)	0,192*** (4,05)
WEST : Regionsdummy West	0,470*** (10,65)	0,513*** (10,77)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-0,721*** (-17,63)	-0,746*** (-16,98)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	-0,164*** (-3,95)	-0,147*** (-3,27)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	-0,432*** (-10,41)	-0,523*** (-11,72)
LNPCE2 : (Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben) ²	0,192 (0,24)	0,009 (0,01)
SINLNPCE : sin(Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben)	-2,064*** (-3,16)	-1,701** (-2,36)
SIN2LNPCE : sin 2*(Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben)	-0,313 (-1,29)	-0,137 (-0,51)
SIN3LNPCE : sin 3*(Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben)	-0,103 (-1,30)	0,003 (0,03)
COSLNPCE : cos(Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben)	4,000 (1,38)	4,672 (1,18)
COS2LNPCE : cos 2*(Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben)	0,840 (1,52)	0,824 (1,07)
COS3LNPCE : cos 3*(Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben)	0,192 (1,51)	0,164 (0,98)
R ²	0,5931	0,6128
Stichprobengröße	42.365	29.912

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-15: Geschätzte Koeffizienten der Instrumentalvariablenregression des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel unter Berücksichtigung des Anteils an Kindern in zwei Altersklassen

Variable	A. Alle Haushalte	B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen
	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)
KONSTANTE	58,384*** (134,32)	61,666*** (120,63)
LNPCE : Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben	-5,647*** (-111,36)	-5,937*** (-99,64)
LNHHSIZE : Logarithmierte Haushaltsgröße	-0,877*** (-18,23)	-1,978*** (-21,46)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	-0,184*** (-2,74)	-0,509*** (-4,17)
FRAC0_5 : Anteil Kinder im Alter zwischen 0 und 5 Jahren im Haushalt	-3,996*** (-25,28)	-3,506*** (-20,38)
FRAC6_18 : Anteil Kinder im Alter zwischen 6 und 18 Jahren im Haushalt	-2,016*** (-17,83)	-1,273*** (-8,85)
FRAC_WORK : Anteil erwerbstätiger Personen im Haushalt	-1,283*** (-29,29)	-0,939*** (-17,43)
HH_EDUC : Bildung des Haushaltsvorstands	-0,004 (-0,28)	0,052*** (3,24)
NORTH : Regionsdummy Nord	0,490*** (8,68)	0,503*** (8,28)
SOUTH : Regionsdummy Süd	0,147*** (3,02)	0,300*** (5,65)
WEST : Regionsdummy West	0,526*** (10,96)	0,612*** (11,67)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-0,743*** (-17,18)	-0,770*** (-16,46)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	-0,172*** (-3,94)	-0,166*** (-3,48)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	-0,439*** (-9,98)	-0,520*** (-10,85)
R ²	0,5530	0,5638
Stichprobengröße	41.737	29.730

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-16: Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regressionen des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel insgesamt

Variable	A. Alle Haushalte	B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen
	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)
KONSTANTE	61,755*** (169,19)	63,652*** (137,49)
LNPCE : Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben	-5,728*** (-138,71)	-5,816*** (-119,89)
LNHHSIZE : Logarithmierte Haushaltsgröße	-1,078*** (-15,71)	-2,783*** (-10,42)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	-1,072*** (-13,37)	-0,833*** (-5,76)
FRAC_CHILD : Anteil Kinder im Haushalt	-3,012*** (-21,67)	-1,306*** (-3,42)
FRAC_WORK : Anteil erwerbstätiger Personen im Haushalt	-1,487*** (-29,26)	-1,411*** (-22,70)
HH_EDUC : Bildung des Haushaltsvorstands	0,000 (0,00)	0,015 (0,85)
NORTH : Regionsdummy Nord	0,586*** (9,09)	0,530*** (7,43)
SOUTH : Regionsdummy Süd	0,403*** (7,36)	0,465*** (7,67)
WEST : Regionsdummy West	0,704*** (13,19)	0,711*** (12,01)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-0,830*** (-16,67)	-0,846*** (-15,46)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	0,228*** (4,45)	0,262*** (4,60)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	0,030 (0,57)	-0,008 (-0,15)
R ²	0,5039	0,5118
Stichprobengröße	41.738	29.730

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-17: Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel – Verzehr zu Hause

Variable	A. Alle Haushalte	B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen
	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)
KONSTANTE	54,775*** (156,09)	56,619*** (129,16)
LNPCE : Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben	-5,197*** (-130,54)	-5,305*** (-113,17)
LNHHSIZE : Logarithmierte Haushaltsgröße	-0,697*** (-11,99)	-1,767*** (-7,67)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	-0,141** (-2,10)	-0,612*** (-4,96)
FRAC_CHILD : Anteil Kinder im Haushalt	-2,015*** (-16,80)	-1,182*** (-3,59)
FRAC_WORK : Anteil erwerbstätiger Personen im Haushalt	-1,460*** (-35,39)	-1,245*** (-24,90)
HH_EDUC : Bildung des Haushaltsvorstands	-0,063*** (-4,68)	-0,035** (-2,36)
NORTH : Regionsdummy Nord	0,291*** (5,26)	0,259*** (4,35)
SOUTH : Regionsdummy Süd	-0,085* (-1,80)	0,011 (0,21)
WEST : Regionsdummy West	0,329*** (7,07)	0,367*** (7,24)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-0,677*** (-15,69)	-0,688*** (-14,72)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	-0,112** (-2,57)	-0,092* (-1,93)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	-0,404*** (-9,22)	-0,475*** (-9,93)
R ²	0,5523	0,5631
Stichprobengröße	41.738	29.730

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-18: Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Nahrungsmittel – Verzehr außer Haus

Variable	A. Alle Haushalte	B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen
	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)
KONSTANTE	6,979*** (37,63)	7,033*** (32,29)
LNPCE : Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben	-0,531*** (-26,08)	-0,511*** (-22,81)
LNHHSIZE : Logarithmierte Haushaltsgröße	-0,381*** (-8,98)	-1,016*** (-8,40)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	-0,932*** (-17,70)	-0,221*** (-2,97)
FRAC_CHILD : Anteil Kinder im Haushalt	-0,997*** (-12,77)	-0,124 (-0,71)
FRAC_WORK : Anteil erwerbstätiger Personen im Haushalt	-0,027 (-0,84)	-0,166*** (-4,30)
HH_EDUC : Bildung des Haushaltsvorstands	0,063*** (7,02)	0,050*** (4,99)
NORTH : Regionsdummy Nord	0,295*** (7,95)	0,272*** (6,47)
SOUTH : Regionsdummy Süd	0,488*** (15,89)	0,454*** (13,35)
WEST : Regionsdummy West	0,376*** (12,99)	0,344*** (10,62)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-0,153*** (-5,63)	-0,158*** (-5,37)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	0,340*** (11,32)	0,354*** (10,75)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	0,434*** (14,22)	0,466*** (14,07)
R ²	0,0556	0,0528
Stichprobengröße	41.738	29.730

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-19: Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Kleidung und Schuhe

	A. Alle Haushalte	B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen	C. Haushalte mit einem Kind	D. Haushalte mit mehr als einem Kind
Variable	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)
KONSTANTE	10,589*** (57,74)	11,836*** (49,06)	10,126*** (50,13)	13,870*** (28,57)
LNPCE : Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben	-0,971*** (-45,70)	-1,053*** (-43,86)	-0,923*** (-39,62)	-1,273*** (-26,81)
LNHHSIZE : Logarithmierte Haushaltsgröße	-0,040 (-0,97)	-0,449*** (-2,79)	0,093*** (2,70)	-0,737*** (-4,10)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	1,282*** (27,88)	0,771*** (8,51)	1,339*** (27,00)	1,026*** (8,41)
FRAC_CHILD : Anteil Kinder im Haushalt	0,114 (1,30)	0,282 (1,23)	-	-
FRAC_WORK : Anteil erwerbstätiger Personen im Haushalt	0,055* (1,64)	0,069* (1,77)	0,025 (0,72)	0,294** (2,27)
HH_EDUC : Bildung des Haushaltsvorstands	0,051*** (5,15)	0,062*** (5,66)	0,050*** (4,42)	0,079*** (4,08)
NORTH : Regionsdummy Nord	0,000 (0,02)	0,074* (1,71)	-0,018 (-0,39)	0,145* (1,80)
SOUTH : Regionsdummy Süd	0,030 (0,86)	0,136*** (3,60)	-0,030 (-0,72)	0,328*** (4,80)
WEST : Regionsdummy West	0,171*** (5,06)	0,265*** (7,21)	0,176*** (4,50)	0,255*** (3,80)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-0,375*** (-11,04)	-0,427*** (-11,58)	-0,393*** (-9,83)	-0,336*** (-5,48)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	-0,219*** (-6,63)	-0,258*** (-7,40)	-0,246*** (-6,33)	-0,142** (-2,36)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	-0,335*** (-9,95)	-0,379*** (-10,41)	-0,345*** (-8,69)	-0,319*** (-5,28)
R ²	0,0847	0,0729	0,0818	0,0918
Stichprobengröße	41.738	29.730	7.328	9.474

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-20: Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Alkohol und Tabakwaren

Variable	A. Alle Haushalte	B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen
	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)
KONSTANTE	9,050*** (51,21)	8,764*** (44,50)
LNPCE : Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben	-0,791*** (-43,98)	-0,745*** (-39,08)
LNHHSIZE : Logarithmierte Haushaltsgröße	-0,289*** (-8,64)	-0,693*** (-7,43)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	-0,791*** (-18,79)	-0,339*** (-5,35)
FRAC_CHILD : Anteil Kinder im Haushalt	-0,705*** (-11,97)	-0,164 (-1,22)
FRAC_WORK : Anteil erwerbstätiger Personen im Haushalt	0,122*** (5,54)	0,128*** (5,22)
HH_EDUC : Bildung des Haushaltsvorstands	-0,061*** (-8,89)	-0,067*** (-9,53)
NORTH : Regionsdummy Nord	0,028 (0,99)	-0,041 (-1,36)
SOUTH : Regionsdummy Süd	-0,078*** (-3,26)	-0,119*** (-4,85)
WEST : Regionsdummy West	0,077*** (3,19)	0,005 (0,20)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-0,203*** (-8,90)	-0,196*** (-8,53)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	-0,070*** (-3,05)	-0,034 (-1,46)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	-0,060** (-2,57)	-0,040* (-1,71)
R ²	0,0980	0,1005
Stichprobengröße	41.738	29.730

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-21: Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Unterhaltung insgesamt

Variable	A. Alle Haushalte	B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen
	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)
KONSTANTE	17,951*** (44,28)	20,368*** (37,76)
LNPCE : Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben	-1,184*** (-24,07)	-1,336*** (-22,67)
LNHHSIZE : Logarithmierte Haushaltsgröße	-0,817*** (-8,60)	-1,902*** (-6,59)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	0,435*** (3,98)	-0,179 (-0,91)
FRAC_CHILD : Anteil Kinder im Haushalt	-1,063*** (-5,33)	-0,010 (-0,02)
FRAC_WORK : Anteil erwerbstätiger Personen im Haushalt	-1,959*** (-23,27)	-2,071*** (-19,30)
HH_EDUC : Bildung des Haushaltsvorstands	0,291*** (12,21)	0,294*** (10,61)
NORTH : Regionsdummy Nord	-0,523*** (-5,06)	-0,346*** (-2,87)
SOUTH : Regionsdummy Süd	-0,882*** (-9,98)	-0,774*** (-7,67)
WEST : Regionsdummy West	-0,906*** (-10,51)	-0,812*** (-8,17)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-0,112 (-1,50)	-0,146* (-1,72)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	0,289*** (3,84)	0,376*** (4,36)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	0,243*** (3,18)	0,244*** (2,80)
R ²	0,0571	0,0597
Stichprobengröße	41.738	29.730

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-22: Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Unterhaltung mit privaten bzw. öffentlichen Komponenten

Variable	A. Private Unterhaltung	B. Öffentliche Unterhaltung
	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)
KONSTANTE	0,062 (0,22)	15,978*** (62,61)
LNPCE : Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben	0,214*** (5,96)	-1,278*** (-42,66)
LNHHSIZE : Logarithmierte Haushaltsgröße	0,256*** (3,63)	-0,944*** (-15,71)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	0,687*** (8,90)	-0,037 (-0,51)
FRAC_CHILD : Anteil Kinder im Haushalt	-1,119*** (-7,17)	0,357*** (3,04)
FRAC_WORK : Anteil erwerbstätiger Personen im Haushalt	-1,164*** (-17,13)	-0,644*** (-13,65)
HH_EDUC : Bildung des Haushaltsvorstands	0,201*** (10,83)	0,129*** (8,94)
NORTH : Regionsdummy Nord	-0,536*** (-6,14)	-0,024 (-0,41)
SOUTH : Regionsdummy Süd	-0,734*** (-10,25)	-0,146*** (-2,93)
WEST : Regionsdummy West	-0,717*** (-10,12)	-0,206*** (-4,37)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	0,383*** (6,86)	-0,506*** (-10,68)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	0,740*** (12,67)	-0,426*** (-9,34)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	0,994*** (16,15)	-0,724*** (-16,56)
R ²	0,0262	0,0792
Stichprobengröße	41.738	41.738

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-23: Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Wohnen

Variable	A. Alle Haushalte	B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen
	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)
KONSTANTE	1,708*** (4,52)	2,940*** (5,54)
LNPCE : Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben	0,225*** (4,77)	0,136** (2,29)
LNHHSIZE : Logarithmierte Haushaltsgröße	0,683*** (8,99)	0,283 (0,87)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	0,615*** (7,35)	0,166 (0,84)
FRAC_CHILD : Anteil Kinder im Haushalt	-1,379*** (-8,25)	-1,110** (-2,32)
FRAC_WORK : Anteil erwerbstätiger Personen im Haushalt	-1,032*** (-14,68)	-0,934*** (-9,87)
HH_EDUC : Bildung des Haushaltsvorstands	-0,066*** (-3,28)	-0,056** (-2,32)
NORTH : Regionsdummy Nord	-0,397*** (-4,93)	-0,271*** (-2,78)
SOUTH : Regionsdummy Süd	-0,578*** (-8,05)	-0,562*** (6,57)
WEST : Regionsdummy West	-0,448*** (-6,41)	-0,410*** (-4,94)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-0,009 (-0,13)	-0,012 (-0,16)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	-0,221*** (-3,51)	-0,190** (-2,50)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	-0,148** (-2,30)	-0,227*** (-2,99)
R ²	0,0116	0,0080
Stichprobengröße	41.738	29.730

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-24: Geschätzte Koeffizienten der linear gewichteten Regression des Ausgabenanteils für Miete

Variable	A. Alle Haushalte	B. Haushalte mit mehr als einem Erwachsenen
	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)	Geschätzter Koeffizient [#] (t-Wert nach White)
KONSTANTE	90,301*** (175,99)	81,702*** (132,13)
LNPCE : Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben	-8,337*** (-141,23)	-7,581*** (188,03)
LNHHSIZE : Logarithmierte Haushaltsgröße	-7,444*** (-75,27)	-4,686*** (-13,02)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	0,816*** (7,00)	-0,052 (-0,26)
FRAC_CHILD : Anteil Kinder im Haushalt	0,691*** (3,62)	-2,466*** (-4,77)
FRAC_WORK : Anteil erwerbstätiger Personen im Haushalt	-3,222*** (-43,32)	-2,272*** (-27,66)
HH_EDUC : Bildung des Haushaltsvorstands	0,203*** (8,94)	0,247*** (10,47)
NORTH : Regionsdummy Nord	2,571*** (28,42)	2,366*** (25,08)
SOUTH : Regionsdummy Süd	2,228*** (28,28)	1,972*** (24,13)
WEST : Regionsdummy West	2,635*** (35,02)	2,411*** (30,84)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	0,266*** (3,63)	0,216*** (2,86)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	0,298*** (4,13)	0,233*** (3,11)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	0,310*** (4,32)	0,277*** (3,71)
R ²	0,5676	0,4998
Stichprobengröße	41.738	29.730

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-25: Prüfung der Hypothese der Endogenität des Arbeitsangebots – Regression I

Variable	Geschätzter Koeffizient [#]	t-Wert nach White
KONSTANTE	56,496***	(154,53)
LNHHSIZE : Logarithmierte Haushaltsgröße	-0,781***	(-15,93)
LNPCE : Logarithmierte Pro-Kopf-Ausgaben	-5,503***	(-135,43)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	-0,023	(-0,34)
FRAC0_5 : Anteil Kinder im Alter zwischen 0 und 5 Jahren im Haushalt	-3,781***	(-23,51)
FRAC6_18 : Anteil Kinder im Alter zwischen 6 und 18 Jahren im Haushalt	-1,817***	(-15,80)
HH_EDUC : Bildung des Haushaltsvorstands	-0,042***	(-3,07)
NORTH : Regionsdummy Nord	0,472***	(8,30)
SOUTH : Regionsdummy Süd	0,064	(1,31)
WEST : Regionsdummy West	0,482***	(10,06)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-0,724***	(-16,33)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	-0,154***	(-3,43)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	-0,415***	(-9,22)
Stichprobe	42.088	
Angepasstes R ²	0,5260	

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

[#] Geschätzte Koeffizienten sind mit 100 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-26: Prüfung der Hypothese der Endogenität des Arbeitsangebots – Regression II

Variable	Geschätzter Koeffizient	t-Wert nach White
KONSTANTE	403,371***	(86,35)
HHSIZE : Haushaltsgröße	-16,876***	(-17,97)
PCE : Pro-Kopf-Ausgaben	0,002***	(11,21)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	13,854***	(3,90)
FRAC0_5 : Anteil Kinder im Alter zwischen 0 und 5 Jahren im Haushalt	-255,026***	(-45,33)
FRAC6_18 : Anteil Kinder im Alter zwischen 6 und 18 Jahren im Haushalt	-138,110***	(-28,38)
HH_EDUC : Bildung des Haushaltsvorstands	7,753***	(11,53)
NORTH : Regionsdummy Nord	46,148***	(17,81)
SOUTH : Regionsdummy Süd	28,356***	(12,84)
WEST : Regionsdummy West	49,176***	(23,23)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-47,368***	(-21,28)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	-15,808***	(-6,97)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	-27,872***	(-12,02)
Stichprobe	42.088	
Angepasstes R ²	0,1444	

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-27: Prüfung der Hypothese der Endogenität des Arbeitsangebots – Regression III

Variable	Geschätzter Koeffizient	t-Wert nach White
KONSTANTE	386,134***	(78,01)
HHSIZE : Haushaltsgröße	-28,463***	(-24,97)
PCE : Pro-Kopf-Ausgaben	0,002***	(11,26)
NMALES : Anzahl männlicher Erwachsener im Haushalt	17,786***	(6,88)
NFEMALES : Anzahl weiblicher Erwachsener im Haushalt	35,333***	(10,43)
FRAC0_5 : Anteil Kinder im Alter zwischen 0 und 5 Jahren im Haushalt	-223,460***	(-38,18)
FRAC6_18 : Anteil Kinder im Alter zwischen 6 und 18 Jahren im Haushalt	-98,395	(-18,14)
HH_EDUC : Bildung des Haushaltsvorstands	7,758***	(11,57)
NORTH : Regionsdummy Nord	46,745***	(18,08)
SOUTH : Regionsdummy Süd	29,331***	(13,31)
WEST : Regionsdummy West	49,696***	(23,53)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-47,188***	(-21,23)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	-15,605***	(-6,89)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	-27,838***	(-12,01)
Stichprobe	42.088	
Angepasstes R ²	0,1467	

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-28: Prüfung der Hypothese der Endogenität des Arbeitsangebots – Regression IV

Variable	Geschätzter Koeffizient	t-Wert nach White
KONSTANTE	411,871***	(88,72)
HHSIZE : Haushaltsgröße	-18,790***	(-19,98)
PCEII : Negative Differenz zwischen dem Lohneinkommen und den privaten Konsumausgaben pro Kopf	0,004***	(9,32)
FRAC_FEMA : Anteil weiblicher Erwachsener im Haushalt	8,734**	(2,45)
FRAC0_5 : Anteil Kinder im Alter zwischen 0 und 5 Jahren im Haushalt	-267,627***	(-47,82)
FRAC6_18 : Anteil Kinder im Alter zwischen 6 und 18 Jahren im Haushalt	-148,415***	(-30,58)
HH_EDUC : Bildung der Haushaltsvorstands	11,363***	(17,15)
NORTH : Regionsdummy Nord	52,808***	(20,50)
SOUTH : Regionsdummy Süd	38,026***	(17,40)
WEST : Regionsdummy West	56,772***	(27,09)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-49,477***	(-22,19)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	-18,945***	(-8,30)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	-30,282***	(-12,99)
Stichprobe	42.088	
Angepasstes R ²	0,1467	

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-29: Prüfung der Hypothese der Endogenität des Arbeitsangebots – Regression V

Variable	Geschätzter Koeffizient	t-Wert
KONSTANTE	691,248***	(8,02)
HHSIZE : Haushaltsgröße	-40,927***	(-15,65)
PCEII : Negative Differenz zwischen dem Lohneinkommen und den privaten Konsumausgaben pro Kopf	0,001**	(1,97)
NMALES : Anzahl männlicher Erwachsener im Haushalt	-11,520	(-1,27)
NFEMALES : Anzahl weiblicher Erwachsener im Haushalt	4,047	(0,34)
FRAC0_5 : Anteil Kinder im Alter zwischen 0 und 5 Jahren im Haushalt	-381,219***	(-24,30)
FRAC6_18 : Anteil Kinder im Alter zwischen 6 und 18 Jahren im Haushalt	-221,981***	(-16,79)
WORKM : Wöchentliche Arbeitszeit männlicher Erwachsener im Haushalt	5,243**	(2,19)
WORKF : Wöchentliche Arbeitszeit weiblicher Erwachsener im Haushalt	-9,581***	(-18,97)
NORTH : Regionsdummy Nord	-27,555***	(-4,36)
SOUTH : Regionsdummy Süd	-44,817***	(-8,22)
WEST : Regionsdummy West	-21,889***	(-3,88)
QUARTER1 : Quartalsdummy 1	-49,438***	(-12,17)
QUARTER2 : Quartalsdummy 2	-13,530***	(-3,42)
QUARTER3 : Quartalsdummy 3	-28,063***	(-7,02)
Stichprobe	13.126	
Angepasstes R ²	0,1311	

*, **, *** signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Signifikanzniveau.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 8-30: Top 30 des deutschen Lebensmitteleinzelhandels

Top	Handelsunternehmen	Umsatz 2003 [Mrd. €]	Umsatz Food 2003 [%]	Markt- anteil [%]	Anzahl Verkaufs- stellen
1	Metro-Gruppe, Düsseldorf	32.232	44	14,7	1.763
2	Rewe-Gruppe, Köln	30.373	70	13,8	5.376
3	Edeka/AVA-Gruppe, Hamburg	29.090	84	13,2	4.566
4	Aldi-Gruppe, Essen/Mülheim	24.000	80	10,9	3.870
5	Schwarz-Gruppe, Neckarsulm	21.500	80	9,8	2.963
6	KarstadtQuelle, Essen	15.500	6	7,0	524
7	Tengelmann-Gruppe, Mülheim	13.108	60	6,0	4.874
8	Spar AG, Schenefeld	9.000	93	4,1	1.327
9	Lekkerland-Tobaccoland, Frechen	8.230	-	-	70.000
10	Schlecker, Ehingen	5.600	95	2,5	10.584
11	Globus, St. Wendel	3.506	55	1,6	94
12	Dohle-Gruppe, Siegburg	2.828	84	1,3	258
13	Wal-Mart, Wuppertal	2.820	50	1,3	92
14	Norma, Nürnberg	2.500	86	1,1	1.158
15	Bartels-Langness, Kiel	2.120	82	1,0	123
16	dm, Karlsruhe	2.046	90	0,9	660
17	Müller, Ulm	1.580	41	0,7	367
18	Coop Schleswig-Holstein, Kiel	1.385	83	0,6	281
19	Rossmann, Burgwedel	1.223	80	0,6	1.090
20	Bünting, Leer	1.200	75	0,5	82
21	Woolworth, Frankfurt	1.055	22	0,5	82
22	Tegut, Fulda	972	80	0,4	308
23	Ratio, Münster	929	60	0,4	35
24	Ihr Platz, Osnabrück	926	70	0,4	856
25	K + K Klaas + Kock, Gronau	835	88	0,4	175
26	Distributa, Saarlouis	673	39	0,3	148
27	Kaes, Mauerstetten	513	60	0,2	65
28	Feneberg, Kempten	310	90	0,1	80
29	Kloppenburg, Kiel	291	40	0,1	144
30	Frey&Kissel, Landau	261	83	0,1	34

Quelle: Lebensmittel-Zeitung, 2004

Anhang 8-31: Zuordnung der Einkaufsstätten des Haushaltspanels ConsumerScan der GfK Panel Services GmbH zu den Top 30 des deutschen Lebensmitteleinzelhandels

Top	Handelsunternehmen	Einkaufsstätten des GfK ConsumerScan Haushaltspanels, 2003
1	Metro-Gruppe, Düsseldorf	Real, Extra, Horten, Kaufhof, Metro Großhandel, Media-Markt
2	Rewe-Gruppe, Köln	Rewe, Otto Mess, HL, Stüssgen, Kaufpark, Globus, Toom, Minimal, Löb, Kafu, Penny, Netto, Idea, FBL Fruchtbörse, Fegro, Selgros, Sonstiger Rewe-Discounter, Sonstiger Rewe-Verbrauchermarkt, Sonstige Rewe
3	Edeka/AVA-Gruppe, Hamburg	Edeka, Edeka aktiv, Edeka Neukauf, E-center, Reichelt, Kupsch, Alueda, Dixi, Marktkauf, Delta, Comet, NP, Diska, Treff, Kondi, SB-Halle, Sonstiger Edeka, Sonstiger Edeka Verbrauchermarkt
4	Aldi-Gruppe, Essen/Mülheim	Aldi
5	Schwarz-Gruppe, Neckarsulm	Concord, Handelshof, Kaufland, Lidl
6	KarstadtQuelle, Essen	Hertie, Karstadt, KaDeWe, Alsterhaus, Wertheim, Quelle Kaufhaus, Neckermann Kaufhaus
7	Tengelmann-Gruppe, Mülheim	Tengelmann, Kaisers, Sonstiger Tengelmänn, Tengelmänn Markt, Kaisers Markt, Plus
8	Spar AG, Schenefeld	Intermarché, InterSpar, EuroSpar, Famka, Spar, SuperSpar, Sonstiger Spar, Sonstiger Spar Verbrauchermarkt
9	Lekkerland-Tobaccoland, Frechen	-
10	Schlecker, Ehingen	Schlecker
11	Globus, St. Wendel	Globus St. Wendel, Maxus
12	Dohle-Gruppe, Siegburg	Marktfrisch, Minipreis, Hit, Gutkauf, Vorteil-Center
13	Wal-Mart, Wuppertal	Wal-Mart
14	Norma, Nürnberg	Norma

Top	Handelsunternehmen	Einkaufsstätten des GfK ConsumerScan Haushaltspanels, 2003
15	Bartels-Langness, Kiel	Famila, Ihre Kette, Markant, Citti, C + C Großhandel, Sonstiger Markant, Markant Discount, Sonstiger Markant Verbrauchermarkt
16	dm, Karlsruhe	dm
17	Müller, Ulm	Müllers Drogeriemarkt
18	Coop Schleswig-Holstein, Kiel	Plaza, Sky, Wandmaker, Direkt
19	Rossmann, Burgwedel	Rossmann, KD
20	Bünting, Leer	Famila, Combi, Jibi
21	Woolworth, Frankfurt	Woolworth
22	Tegut, Fulda	Tegut
23	Ratio, Münster	Ratio, Novo
24	Ihr Platz, Osnabrück	Drospa, Ihr Platz
25	K + K Klaas + Kock, Gronau	K + K Markt
26	Distributa, Saarlouis	Hela
27	Kaes, Mauerstetten	V-Markt Kaes
28	Feneberg, Kempten	Feneberg, Kaufmarkt
29	Kloppenburg, Kiel	Kloppenburg
30	Frey&Kissel, Landau	SBK

Quelle: Eigene Darstellung, Zuordnung nach Lebensmittel-Zeitung, 2004

Anhang 8-32: Produktübersicht der 24 Gruppen des Haushaltspanels Consumer-Scan der GfK Panel Services GmbH

Produktgruppe	Beschreibung	Beispiele
Alkoholfreie Erfrischungsgetränke		
Bittergetränke/ Chininhaltige Getränke	Alkoholfreie Erfrischungsgetränke mit gesteigerter Bitternote, maximaler Chininzusatz von 80mg/l	Bitter lemon Ginger ale Tonic water
Cola/ Colahaltige Erfrischungsgetränke	Coffeinhaltige Erfrischungsgetränke, durchschnittlicher Coffeingehalt von 80-100mg/l	Cola Cola-Orange-Mischgetränk
Extraktkaffee	Schnelllösliches Pulver oder Granulat aus Röstkaffeemischung	Instantkaffee
Fruchtnektare	Aus Obst hergestelltes Fruchtgetränk, Fruchtsaftanteil von 25 bis 50%	Orangennektar Aprikosennektar
Fruchtsäfte	Aus Obst gewonnener Fruchtsaft, Fruchtgehalt von 100%	Orangensaft Apfelsaft
Fruchtsaftgetränke	Alkoholfreies Erfrischungsgetränk, Fruchtsaftanteil von 30%	Orangenfruchtsaftgetränk
Gemüsesäfte	Aus Gemüse hergestelltes Safterzeugnis	Gemüsesaft Karottensaft Tomatensaft
Heil-/Tafel-/Mineralwasser	Aus natürlich oder künstlich erschlossenen Quellen gewonnenes Erfrischungsgetränk, enthält gelöste Mineralstoffe Heilwasser → therapeutische Wirkung Tafelwasser → aus Trinkwasser hergestellt	Mineralwasser
Limonade mit Kohlensäure	Erfrischungsgetränk aus Fruchtsaft, Zucker und Trinkwasser oder auch künstlichen Essenzen, Zugabe von Kohlensäure	Zitronenlimonade Orangenlimonade
Sportgetränke	Isotonische Getränke, enthält die gleiche Konzentration an Salzen wie das menschliche Blut	Isogetränke Elektrolytgetränke

Produktgruppe	Beschreibung	Beispiele
Teegetränke	Erfrischungsgetränk auf Teebasis	Eistee
Wasser mit Zusatz	Mineral- oder Trinkwasser mit Zusatz an Fruchtaroma, auch als „near-water“ Getränke bezeichnet	Mineralwasser mit Fruchtaroma
Wellnessgetränke	Funktionelle Erfrischungsgetränke, Getränk mit funktionellem Zusatznutzen	ACE Getränke Ginseng-Getränke
<hr/>		
Milch/Milchprodukte		
<hr/>		
Butter/ Butterzubereitungen	Aus gesäuerter oder süßer Sahne oder Molkensahne der Milch hergestelltes Erzeugnis, Fettanteil mindestens 82%	Butter Kräuterbutter
Joghurt	Festes oder trinkfähiges Sauermilcherzeugnis	Naturjoghurt Fruchtjoghurt
Milch	Aus den Milchdrüsen der Kuh gewonnene Nährflüssigkeit, Verarbeitungsprozesse: Homogenisierung und Pasteurisation	Frischmilch H-Milch
Milchgetränke	Mittels verschiedener Zusätze aromatisiertes Getränk aus Trinkvollmilch, entrahmter Frischmilch oder Molke	Kakao Milchmixgetränk
Milchrahmerzeugnisse	Sahneerzeugnisse, Gewinnung aus Milch durch Abscheiden des Magermilchanteils	Sahne Schmand
Quark	Herstellung aus pasteurisierter Vollmilch oder entrahmter Frischmilch durch Zusatz von Lab und/oder Säureweckerkulturen	Naturquark Fruchtquark
Streichrahm	Auf Sahnebasis hergestellte Brotaufstriche	Frischkäse Landrahm

Produktgruppe	Beschreibung	Beispiele
Convenience-Produkte		
Cerealien/Müsli	Ursprüngliches Frühstücksprodukt aus stabilisiertem Getreide als Hauptkomponente mit Zusatz von unterschiedlichen Früchten	Früchte-Müsli Rosinen-Müsli
Fertiggerichte in Schalen	Vollständig zubereitete Mahlzeiten mit hohem Convenience-Grad, abgepackt in Plastikschaalen, Zubereitung häufig in der Mikrowelle oder im Wasserbad	Königsberger Klopse
Suppen/Eintöpfe	Dünnflüssige Zubereitung mit einem Flüssigkeitsgehalt von mindestens 90%, warmer oder kalter Verzehr möglich	Gemüsesuppe Erbseneintopf
Tiefkühlprodukte	Kühlung bei mindestens -18°C, zeichnen sich häufig durch eine lange Haltbarkeit und einen hohen Convenience-Grad aus	Tiefkühlgemüse Tiefkühlpizza

Quelle: Eigene Darstellung, Definitionen nach Täufel et al., 1998