

# Die Nachfrage nach Biolebensmitteln in Deutschland

Ökonometrische Analysen zu Nachfragestruktur,  
Preisbildung und Produktkennzeichnung

Rebecca Schröck



---

# **Die Nachfrage nach Biolebensmitteln in Deutschland**

Ökonometrische Analysen zu Nachfragestruktur,  
Preisbildung und Produktkennzeichnung

## **Kumulative Dissertation**

zur Erlangung des Doktorgrades  
des Fachbereichs Agrarwissenschaften, Ökotröphologie und  
Umweltmanagement der Justus-Liebig-Universität Giessen

vorgelegt von

**Rebecca Schröck**  
geb. in Frankfurt a.M.

1. Gutachter: Prof. Dr. Roland Herrmann
2. Gutachter: Prof. Dr. Dr. h.c. P. Michael Schmitz
3. Gutachterin: PD Dr. Silke Thiele

Gießen, im Juni 2014

---

## Danksagung

Die vorliegende Arbeit entstand während meiner Zeit am Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Justus-Liebig-Universität Gießen. Ausgangspunkt der Dissertation war das von der Bundesanstalt für Landwirtschaft und Ernährung (BLE) in Auftrag gegebene Projekt „Analyse der Preiselastizität der Nachfrage nach Biolebensmitteln unter besonderer Berücksichtigung nicht direkt preisrelevanten Verhaltens der Verbraucher“. Im Rahmen des Bundesforschungsprogramms Ökologischer Landbau und andere Formen nachhaltiger Landwirtschaft (BÖLN) wurde ich als Projektbearbeiterin finanziell gefördert. Für diese Förderung bin ich der BLE zu großem Dank verpflichtet.

Zudem gilt mein Dank vielen Personen, die mich während der Promotionszeit unterstützt haben. An erster Stelle sei hier meinem Doktorvater Prof. Dr. Roland Herrmann genannt. Ich möchte ihm für die kontinuierliche Unterstützung, die angenehme und fruchtbare Zusammenarbeit und viele konstruktive Diskussionen danken, die in hohem Maße zu Entstehung und Gelingen dieser Arbeit beigetragen haben. In der Lehre hat mir Prof. Herrmann den Freiraum zur eigenständigen Gestaltung der von mir gehaltenen Vorlesungen und Übungen gegeben. Darüber hinaus hat er mich stets motiviert, eigene Forschungsergebnisse auf nationalen und internationalen Fachtagungen zu präsentieren. Dies hat aus meiner Sicht entscheidend zur meiner persönlichen Entwicklung beigetragen. Daneben bedanke ich mich sehr herzlich bei Prof. Dr. Dr. h.c. Michael Schmitz für fachlichen Rat, eine stets offene Bürotür und die Erstellung des Zweitgutachtens. Des Weiteren danke ich den Professoren der Prüfungskommission für ihre Zeit und ihr Interesse an meiner Arbeit.

Besonderer Dank geht an alle Mitarbeiterinnen und Mitarbeiter der Professur für Marktlehre der Agrar- und Ernährungswirtschaft. Die gute Arbeitsatmosphäre, konstruktives Feedback in den Mitarbeiterbesprechungen sowie stetige Diskussions- und Hilfsbereitschaft haben den Arbeitsalltag sehr angenehm gestaltet und entscheidend zur Entstehung und Verbesserung der in der Dissertation enthaltenen Forschungsbeiträge beigetragen.

Auch meinen Eltern und meinen beiden Schwestern möchte ich danken. Sie haben mich in den letzten Jahren in verschiedenster Form unterstützt. Sie haben dafür gesorgt, dass auch in Zeiten, in denen ich zeitlich und geistig auf meine Dissertation fokussiert war, das „Leben rundherum“ funktioniert hat. Außerdem danke ich Ihnen und meinen Freunden für ihre Ermutigungen und ihren Zuspruch während meiner Promotionszeit.

Ein großer Dank geht an Hendrik, der alle Höhen und Tiefen, die Phasen der größten Aufregung und der Demotivation mit mir durchlebt hat. Er hat mir immer wieder Mut zugesprochen und durch unermüdliches und kritisches Korrekturlesen entscheidend zum Gelingen der Arbeit beigetragen. Alle weiterhin bestehenden Mängel habe ich ganz allein zu verantworten.

---

# Inhaltsverzeichnis

<b>Abkürzungsverzeichnis.....</b>	<b>III</b>
<b>Tabellen- und Abbildungsverzeichnis .....</b>	<b>IV</b>
<b>1 Einleitung .....</b>	<b>1</b>
1.1 Problemstellung und Zielsetzung.....	1
1.2 Aufbau der Dissertationsschrift.....	5
<b>2 Hintergrundinformationen zu den Forschungsbeiträgen .....</b>	<b>7</b>
2.1 Literaturüberblick zu Nachfrage- und Preisanalysen für Biolebensmittel .....	7
2.2 Datenquellen der Forschungsbeiträge .....	17
2.3 Angewandte Methoden .....	19
<b>3 Kurzfassung der Forschungsbeiträge.....</b>	<b>24</b>
3.1 Kurzfassung der Beiträge im Methodenfeld A – Nachfrageanalysen.....	24
3.2 Kurzfassung der Beiträge im Methodenfeld B – Preisanalysen.....	29
<b>4 Publikationen.....</b>	<b>33</b>
<b>4.1 Publikationen im Methodenfeld A – Nachfrageanalysen .....</b>	<b>33</b>
Artikel 1: <i>Determinanten der Nachfrage nach Biomilch in Deutschland:                   Eine ökonometrische Analyse.....</i>	35
Artikel 2: <i>Wie reagieren die Käufer von Biolebensmitteln auf Preisänderungen?                   Zur Bedeutung von Intensiv- und Gelegenheitskäufern .....</i>	69
Artikel 3: <i>The Organic Milk Market in Germany is Maturing:                   A Demand System Analysis of Organic and Conventional Fresh Milk                   Segmented by Consumer Groups .....</i>	77
Artikel 4: <i>Qualitäts- und Endogenitätsaspekte in Nachfragesystemen:                   Eine vergleichende Schätzung von Preis- und Ausgabenelastizitäten                   der Nachfrage nach ökologischem und konventionellem Gemüse in                   Deutschland.....</i>	97
Artikel 5: <i>Wie preissensibel reagieren deutsche Verbraucher?                   Aktuelle Schätzungen von Preis- und Ausgabenelastizitäten                   auf der Basis von Haushaltspaneldata .....</i>	119
Artikel 6: <i>Structural Parameters of Food Demand in Russia over Time                   and across Heterogeneous Consumer Segments.....</i>	124

---

<b>4.2</b>	<b>Publikationen im Methodenfeld B – Hedonische Preisanalysen.....</b>	<b>154</b>
	Artikel 7: <i>Determinanten des Innovationserfolgs: Eine Analyse mit Scanner-</i> <i>daten für den deutschen Joghurtmarkt.....</i>	<i>155</i>
	Artikel 8: <i>Unternehmerische Anreize zur Teilnahme an Labelling- und Quali-</i> <i>tätssicherungsprogrammen auf heterogenen Lebensmittelmärkten.....</i>	<i>172</i>
	Artikel 9: <i>Valuing Country of Origin and Organic Claim:</i> <i>A Hedonic Analysis of Cheese Purchases of German Households.....</i>	<i>196</i>
<b>5</b>	<b>Diskussion der Ergebnisse .....</b>	<b>218</b>
<b>6</b>	<b>Implikationen und Ausblick.....</b>	<b>231</b>
6.1	Implikationen für Akteure auf dem Biomarkt und die Politik .....	231
6.2	Weiterführende Forschungsfragestellungen.....	238
6.3	Ausblick auf die zukünftige Entwicklung des Biomarktes .....	243
	<b>Zusammenfassung.....</b>	<b>249</b>
	<b>Summary .....</b>	<b>251</b>
	<b>Literaturverzeichnis.....</b>	<b>253</b>
	<b>Anhang .....</b>	<b>267</b>

---

## Abkürzungsverzeichnis

AIDS	Almost Ideal Demand System	GGH	geschützte geografische Herkunftszeichen
Bd.	Band	GJAE	German Journal of Agricultural Economics
BFJ	British Food Journal	GVO	Gentechnisch veränderte Organismen
BLE	Bundesanstalt für Landwirtschaft und Ernährung (Bonn)	ha	Hektar
BMAS	Bundesministerium für Arbeit und Soziales (Berlin)	HPF	Hedonische Preisfunktion
BMBF	Bundesministerium für Bildung und Forschung (Berlin)	Hrsg.	Herausgeber
BMELV	Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (Berlin und Bonn)	IRI	Information Resources, Inc., Marktforschungsunternehmen (Düsseldorf)
BMI	Bundesministerium des Innern (Berlin)	JAE	Journal of Agricultural Economics
BÖLN	Bundesprogramm Ökologischer Landbau und andere Formen nachhaltiger Landwirtschaft	LA/AIDS	Linear Approximated Almost Ideal Demand System
BÖLW	Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft e.V. (Berlin)	LEH	Lebensmitteleinzelhandel
BSE	Bovine Spongiforme Enzephalopathie	LES	Linear Expenditure System
DIW	Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (Berlin)	MADAKOM	Gesellschaft für Marktdatenkommunikation für Handel und Industrie (Köln)
DLG	Deutsche Landwirtschaftsgesellschaft e.V. (Frankfurt)	Mio.	Millionen
EAN	Europäische Artikel-Nummer	Mrd.	Milliarden
EEG	Erneuerbare-Energien-Gesetz	NKH	Naturkostfachhandel
EG	Europäische Gemeinschaft	NOP	National Organic Program
EU	Europäische Union	PSE	Producer Support Estimate
FKZ	Förderkennzeichen	QU/AIDS	Quadratic Almost Ideal Demand System
G/AIDS	Generalized Almost Ideal Demand System	RLMS	Russia Longitudinal Monitoring Survey
GAP	Gemeinsame Agrarpolitik der Europäischen Union	SAP	Softwarehersteller (Walldorf)
GeWiSoLa	Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus e.V. (Braunschweig)	SUR	Seemingly Unrelated Regressions
GfK	Gesellschaft für Konsumforschung, Marktforschungsunternehmen (Nürnberg)	TNS	Taylor Nelson Sofres Infratest GmbH & Co. KG, Marktforschungsunternehmen (München)
		URL	Uniform Resource Locator
		USA	United States of America
		USDA	United States Department of Agriculture (Washington, D.C.)
		ZMP	Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle GmbH (Bonn)

---

## **Tabellen- und Abbildungsverzeichnis**

Tabelle 1:	Übersicht über die in der Dissertation enthaltenen Artikel .....	5
Tabelle 2:	Studien zur quantitativen Nachfrageanalyse bei Biolebensmitteln – Warengruppen, Schätzmethoden und Ergebnisse .....	12
Tabelle 3:	Studien zur quantitativen Nachfrageanalyse bei Biolebensmitteln – Datengrundlage und methodische Details .....	13
Tabelle 4:	Literaturüberblick über hedonische Preisanalysen für Biolebensmittel auf der Grundlage von Marktdaten .....	15
Tabelle 5:	Übersicht über Methoden und Fragestellungen der Forschungsbeiträge: Teil A – Nachfrageanalysen .....	28
Tabelle 6:	Übersicht über Methoden und Fragestellungen der Forschungsbeiträge: Teil B – Preisanalysen .....	32
Tabelle 7:	Vergleich der Eigenpreis- und Ausgabenelastizitäten von konventionellen und ökologischen Lebensmitteln .....	220
Abb. 1:	Zusammenhang zwischen dem Einkommen der Haushalte im GfK-Haus- haltspanel und ihren durchschnittlichen Ausgaben für Biolebensmittel .....	240
Abb. 2:	Potentiellles Wachstum des Biomarktes bei elastischer und unelastischer Nachfragereaktion .....	246

# 1 Einleitung

## 1.1 Problemstellung und Zielsetzung

*Biobensmittel liegen im Trend.* Hohe jährliche Wachstumsraten des Marktes für ökologische Lebensmittel<sup>1</sup> in den letzten Jahren bzw. Jahrzehnten unterstreichen, dass es sich bei Biobensmitteln nicht nur um einen kurzfristigen Hype, sondern um einen nachhaltigen Trend in der deutschen Lebensmittelnachfrage handelt. Deutschland ist der größte Markt für Biobensmittel innerhalb Europas (BÖLW 2013). Der Umsatz mit Biobensmitteln hat sich zwischen 2000 und 2012 von 2,1 auf 7,0 Mrd. Euro mehr als verdreifacht und macht inzwischen rund 4 % des gesamten deutschen Lebensmittelmarktes aus. Das Umsatzplus von rund 9 % im Jahr 2011 und von 6 % in 2012 zeugen von einer kontinuierlichen und dynamischen Marktentwicklung (BÖLW 2012, 2013)<sup>2</sup>. Das Wachstum der vergangenen Jahre ging einher mit deutlichen Veränderungen der Markt- und Sortimentsstruktur. Sowohl die Angebots- als auch die Nachfragestruktur haben sich gewandelt.

Die für den Verbraucher offenkundigste Veränderung im Biomarkt ist die zunehmende Verfügbarkeit von Biobensmitteln auch in traditionellen Vertriebsformen des Lebensmitteleinzelhandels (LEHs). In den Anfängen des Biomarktes waren Biobensmittel ausschließlich über Direktvermarkter oder im Naturkostfachhandel (NKH) erhältlich (BALZ 2008). Inzwischen bieten nahezu alle Supermärkte und Discounter Produkte aus ökologischem Anbau an. Im Jahr 2012 wurde bereits mehr als die Hälfte des Umsatzes mit Biobensmitteln in Deutschland im LEH erzielt (BÖLW 2013).

Neben der Pluralisierung der Vertriebsschienen ist eine deutliche Ausweitung der Produktpalette zu beobachten. Anfänglich beschränkte sich das Bioangebot vornehmlich auf unverarbeitete, naturbelassene Rohprodukte. Heute sind annähernd alle in konventioneller Qualität verfügbaren Produkte auch in Bioqualität auf dem Markt erhältlich. In vielen Geschäften werden Biobensmittel direkt neben der entsprechenden konventionellen Variante angeboten, so dass Konsumenten ohne weitere Transaktionskosten zwischen den beiden Produktionsformen wählen können. Diese Form der Sortimentsstruktur bzw. Produktplatzierung führt dazu, dass Verbraucher den Preis des Bioproduktes in direkter Relation zum konventionellen Produkt beurteilen können. Preisaufschläge des Bioprodukts im Vergleich zur konventionellen Alternative stellen somit ein wesentliches Kaufentscheidungskriterium dar. Die Entwicklung der Sortimentsstruktur verdeutlicht, dass die Nachfrage nach Biobensmitteln nicht unabhängig von den konventionellen Alternativprodukten betrachtet werden kann.

---

<sup>1</sup> Im Folgenden werden die Begriffe „ökologisch erzeugte Lebensmittel“, „ökologische Lebensmittel“ und „Biobensmittel“ synonym verwendet. Darunter werden Lebensmittel verstanden, die nach der EG-Öko-Basisverordnung (EG) Nr. 834/2007 des Rates vom 28. Juni 2007 über die ökologische/ biologische Produktion und die Kennzeichnung von ökologischen/ biologischen Erzeugnissen produziert wurden (EU 2007).

<sup>2</sup> Die Dissertation konzentriert sich auf die Nachfrageseite des Biomarkts. Das Angebot ist ebenfalls gewachsen, wenngleich deutlich langsamer. Zwischen 2000 und 2012 ist die Zahl der Erzeugerbetriebe in Deutschland von knapp 13 000 auf 23 000 und die nach Bio-Richtlinien bewirtschaftete Fläche von 540 000 ha auf gut 1 Mio. ha gestiegen. Das Flächenwachstum betrug in den letzten Jahren jeweils zwischen 2 und 3 %. Der Anteil des Biolandbaus an der gesamten landwirtschaftlichen Fläche liegt aktuell bei 6,3 % (BALZ 2008; BÖLW 2012, 2013).

Die annähernd flächendeckende Verfügbarkeit von Bioprodukten hat zur Folge, dass sich Einzelhändler nicht allein durch das Führen von Bioprodukten gegenüber ihrer Konkurrenz profilieren können. Größere Betriebsstrukturen in der Biobranche, die dadurch gesunkenen Grenzkosten in der Produktion und die Einführung von Biohandelsmarken haben dazu geführt, dass auch der Preis zu einem zentralen Aktionsparameter im Biomarkt geworden ist (DIMITRI & OBERHOLTZER 2009: 7; WILL 2013). Bioprodukte sind daher immer häufiger Bestandteil von Sonderpreis- und Angebotsaktionen.

Biokäufer sind keine kleine, eng abgrenzbare Gruppe von Menschen mehr, die aus Überzeugung ausschließlich Produkte aus ökologischem Anbau kaufen. Biolebensmittel werden heute vielmehr von unterschiedlichen Konsumentengruppen und aus sehr unterschiedlichen gesundheitlichen, ökonomischen, ideologischen, sozialen oder regionalen Gründen nachgefragt (BMELV 2013a). Die Verbraucherschaft hat sich ausdifferenziert, und von Nichtkäufern über Gelegenheits- und Vielkäufer bis hin zu Exklusivkäufern von Biolebensmitteln sind alle Käufertypen vertreten.

**Trends erzeugen Aufmerksamkeit.** Vor dem Hintergrund des Wachstum und der strukturellen Veränderungen hat auch das wissenschaftliche Interesse am Markt für Biolebensmittel zugenommen. Mit Befragungsstudien aus dem Bereich der demoskopischen Marktforschung wächst die Kenntnis von Bestimmungsgründen der Kaufentscheidung von Verbrauchern und der Zahlungsbereitschaft für ökologisch erzeugte Produkte. Zur Abbildung von Verbraucherverhalten stellen Marktdaten gegenüber Befragungsdaten jedoch die verlässlichere Datenquelle dar. In der Literatur wurde vielfach nachgewiesen, dass das in Befragungen angegebene Verhalten von Verbrauchern in Bezug auf Biolebensmittel mitunter deutlich von ihrem tatsächlichen Kaufverhalten abweicht (RODDY, COWAN & HUTCHINSON 1996; FRYKBLOM 1997; NIESSEN 2008). Erkenntnisse zu Angebot, Nachfrage, Preisbildung und Vermarktung von Biolebensmitteln auf Basis tatsächlicher Einkaufsdaten fehlen bislang weitgehend.

Zu Veränderungen des Käuferverhaltens im Zuge der oben beschriebenen, strukturellen Entwicklungen gibt es nur wenige Informationen. Auch an Ergebnissen zu Preis- und Einkommenselastizitäten der Nachfrage nach Biolebensmitteln, die die Reaktionen der Verbraucher auf veränderte Rahmenbedingungen quantifizieren, mangelt es in der Literatur (KOESTER 2010: 64). Zur Beurteilung des Erfolgs von differenzierten und neuen Produkten wird häufig der am Markt erzielte Preisaufschlag gegenüber konventionellen bzw. älteren Produktvarianten betrachtet. Ein nach Einkaufsstätten und Warengruppen differenzierter Blick auf Preisaufschläge für Biolebensmittel, der zudem auch andere konkurrierende und ergänzende Produktkennzeichnungen einbezieht, fehlt in der Literatur ebenfalls. Diese Forschungslücken aufgreifend stehen drei Fragestellungen im Fokus der vorliegenden Dissertation:

- (i) Welche Determinanten beeinflussen die Nachfrage nach Biolebensmitteln?
- (ii) Wie sensibel reagieren Käufer von Biolebensmitteln auf Veränderungen von Preisen und Einkommen, und inwiefern hat sich die Preissensibilität mit zunehmender Marktreife verändert?
- (iii) Welche Preisauflschläge erzielen Biolebensmittel in verschiedenen Vertriebsstufen, und wie hoch sind die Preisauflschläge im Vergleich zu anderen Produktkennzeichnungen?

Ein Grund für das Fehlen dieser Informationen lag bislang in der mangelnden Verfügbarkeit entsprechender Daten aus Haushalts- oder Handelspanels. Die zunehmende Verbreitung von Bioprodukten im LEH und eine verbesserte Methodik der Produkterfassung in Haushaltspanels ermöglichen es nun, ökonometrische, auf tatsächlichen Marktdaten basierende Analysen durchzuführen.

**Trends in der Nachfrage nach Lebensmitteln** stehen im Zentrum dieser kumulativ angelegten Dissertationsschrift. Die Nachfrage nach Bioqualität ist aktuell einer der größten Trends im deutschen Lebensmittelmarkt, und so liegt der Fokus der Arbeit auf dem Biomarkt. Die in den Nachfrage- und Preisanalysen für Bioprodukte gewonnenen Erfahrungen und Erkenntnisse ermöglichen es, im Rahmen der Dissertation auch andere Trends in der Lebensmittelnachfrage und andere Länder in den Blickpunkt zu rücken und das methodische Wissen auf weiterführende Fragestellungen zu übertragen. Bedingt durch Globalisierung und Marktintegration auf den deutschen und internationalen Lebensmittelmärkten haben diese Trends auch unmittelbare und mittelbare Auswirkungen auf den Markt für Biolebensmittel. Die zusätzlich zu den drei oben genannten Kernfragen untersuchten Fragestellungen und deren Relevanz für den Biomarkt werden im Folgenden kurz vorgestellt.

**Innovationen treiben Trends.** Auf gesättigten Lebensmittelmärkten, die sich zudem im Spannungsfeld zwischen Globalisierung und Regionalisierung befinden, entsteht Innovationsdruck (BMBF 2010: 13). Um sich am Markt zu behaupten, müssen Hersteller und Händler ihre Unternehmen und ihre Produkte von der Konkurrenz abheben. Darüber hinaus ist der Wunsch nach Vielfalt ein grundlegendes menschliches Bedürfnis, und die Nachfrage nach Produktvielfalt wächst mit zivilisatorischem Fortschritt (JEVONS 1871: 11). So ist das Ausmaß der Produktdifferenzierung auf deutschen Lebensmittelmärkten groß, und das Produktspektrum wird ständig durch neue Produkte erweitert. Produkt- und Prozessinnovationen bringen Bewegung in den Markt und sind somit der Ursprung neuer Entwicklungen und Trends. Auch der Markt für Biolebensmittel ist aus Innovationen erwachsen bzw. lebt und verändert sich durch Innovationen. Durch das Wachstum der vergangenen Jahre und den Markteintritt großer Anbieter sind Angebot und Produktvielfalt auf dem Biomarkt gewachsen und die Preise gesunken. Die Bioeigenschaft allein reicht in vielen Fällen nicht mehr aus, um sich von der Konkurrenz abzugrenzen. Folglich entwickelt sich auch das Biosegment zu einem Markt mit starkem Preiswettbewerb (WILL 2013), dem Hersteller und Händler durch Produktinnovationen entgegentreten können. Biohandelsmarken, „Bio-Plus“<sup>3</sup>- und „Bio-Convenience“-Produkte sind Beispiele für Innovationen im Biosegment. Angesichts einer hohen Flopquote von neuen Produkten wird in einem Forschungsbeitrag der vorliegenden Dissertation die Frage gestellt, warum sich einige Innovationen erfolgreich am Markt behaupten und andere schon bald wieder aus den Regalen des LEHs verschwinden.

---

<sup>3</sup> Unter „Bio Plus“-Produkten werden allgemein Lebensmittel verstanden, die nicht nur den gesetzlichen Anforderungen der EG-Öko-Verordnung entsprechen, sondern dem Verbraucher mindestens einen weiteren Mehrwert bieten. Häufig wird dabei die Bioeigenschaft mit Aspekten der Regionalität, des Klimaschutzes, der Rückverfolgbarkeit oder des fairen Handels kombiniert.

**Produktkennzeichnungen visualisieren Trends.** Auf hoch differenzierten und globalisierten Lebensmittelmärkten ist die Kennzeichnung von Produkten zu einem wichtigen Element der deutschen und europäischen Ernährungs- und Verbraucherpolitik geworden (BAUHUS et al. 2012; BMELV 2012b). Siegel bzw. Label sind bei Erfahrungs- und Vertrauenseigenschaften von Gütern ein Instrument, um der asymmetrischen Verteilung von Informationen zwischen Erzeugern und Verbrauchern entgegenzutreten und ein Marktversagen im Sinne von AKERLOF (1970) zu verhindern. Dabei weisen die Kennzeichen auf ganz verschiedene Charakteristika der Güter hin: auf Produkt- und Prozesseigenschaften, auf Inhalts- oder Nährstoffe, den Gehalt an gesundheitsfördernden oder -schädlichen Produktcharakteristika und verschiedene andere Qualitätsindikatoren. Die Produktion nach ökologischen Richtlinien ist für Konsumenten ohne ein entsprechendes Label am Produkt selbst nicht erkennbar. Der Nutzen von Produktkennzeichnungen für Verbraucher wird aktuell jedoch sehr kontrovers diskutiert. Häufig wird betont, dass Verbraucher den Kennzeichnungen bzw. den dahinter stehenden Organisationen nicht vertrauen (GOLAN, KUHLER & MITCHELL 2001; JANSSEN 2011), eine schlechte Kenntnis der mit der Kennzeichnung verbundenen Qualitätscharakteristika haben (STOLZ et al. 2009; JANSSEN 2011) und durch eine Vielzahl von existierenden Labels verunsichert und überfordert sind (BAUHUS et al. 2012; BMELV 2012b). Trifft diese Kritik zu, so dürften für die entsprechenden Kennzeichnungen am Markt keine Preisaufschläge durchsetzbar sein. Zwei Forschungsbeiträge der Dissertation analysieren, ob und, wenn ja, welche Labelling- und Qualitätssicherungssysteme mit einer erhöhten Zahlungsbereitschaft der Verbraucher verbunden sind, welche Preiseffekte das Biosiegel erzielt und inwiefern sich die Preiseffekte zwischen verschiedenen Labels unterscheiden.

**Das Nachfrageverhalten russischer Konsumenten folgt westlichen Trends.** Der russische LEH vollzieht die in Industrieländern durchlaufene Entwicklung von einem Verkäufer- zu einem Käufermarkt in rasantem Tempo nach. Kleine Bauernmärkte mit regionalem und saisonalem Produktangebot verlieren an Bedeutung, während große Einkaufszentren mit umfassendem Produktangebot Konsumenten anziehen (SCHMID 2004: 135 ff.). Vor allem junge und städtische Verbraucher orientieren sich an westlichen Konsummustern. Doch die Unterschiede im Nachfrageverhalten zwischen Stadt und Land, Jung und Alt sowie Arm und Reich sind in Russland groß. Ein Beitrag dieser Dissertation untersucht die Nachfrageseite des noch weitgehend unerforschten russischen Lebensmittelmarktes und zeigt auf, wie sich das Konsumverhalten der heterogenen russischen Verbraucherschaft im Zuge der Transformation verändert hat. Bislang spielen Bioprodukte auf dem russischen Markt zwar nur eine untergeordnete Rolle. Russische Konsumenten legen jedoch großen Wert auf die „Natürlichkeit“ ihrer Lebensmittel (SCHMID 2004: 186 ff.; POPOVA et al. 2010). Seit 2008 besteht in Russland ein Qualitätssicherungs- und Zertifizierungssystem für Bioprodukte, das sich an der EU-Verordnung orientiert, aber noch erhebliche Unschärfen in Bezug auf die Verwendung der Begriffe „Bio“ bzw. „Öko“ und bei den Kontrollen aufweist (BRUSCHI et al. 2013). Russische Konsumenten haben eine positive Grundeinstellung gegenüber Biolebensmitteln und sind auch bereit, diese in konkretes Verhalten umzusetzen (BRUSCHI et al. 2013). Bei anhaltendem Strukturwandel im LEH, einer weiteren Angleichung der Konsummuster an westliche Standards und einer Klärung und Verschärfung der Kennzeichnungsregeln ist daher mit einer steigenden Bedeutung von Biolebensmitteln in Russland zu rechnen.

## 1.2 Aufbau der Dissertationsschrift

Die in dieser Dissertationsschrift enthaltenen Artikel präsentieren, illustrieren und analysieren die vorgestellten Trends bzw. ihre Auswirkungen auf die Nachfrage nach Lebensmitteln. Die kumulativ angelegte Dissertation umfasst neun Artikel, die in *Tabelle 1* aufgelistet sind. Zum Zeitpunkt der Veröffentlichung dieser Dissertationsschrift sind dabei alle neun Artikel in englisch- und deutschsprachigen Fachzeitschriften veröffentlicht bzw. zur Veröffentlichung angenommen.

**Tabelle 1: Übersicht über die in der Dissertation enthaltenen Artikel**

Nr.	Autor(en) Jahr	Titel	Zeitschrift/ Tagungsband
<b>A Nachfrageanalysen</b>			
1	R. Schröck (2010a)	Determinanten der Nachfrage nach Biomilch in Deutschland: Eine ökonometrische Analyse	<i>Berichte über Landwirtschaft</i> , Bd. 88, H. 3, S. 470-501
2	R. Herrmann R. Schröck (2011a)	Wie reagieren die Käufer von Biolebensmitteln auf Preisänderungen? Zur Bedeutung von Intensiv- und Gelegenheitskäufern	<i>Ernährungsumschau</i> , Jg. 58, H. 11, S. 614-619
3	R. Schröck (2012a)	The Organic Milk Market in Germany is Maturing: A Demand System Analysis of Organic and Conventional Fresh Milk Segmented by Consumer Groups	<i>Agribusiness – An International Journal</i> , Jg. 28, H. 3, S. 274-292
4	R. Schröck (2013a)	Qualitäts- und Endogenitätsaspekte in Nachfragesystemen: Eine vergleichende Schätzung von Preis- und Ausgabenelastizitäten der Nachfrage nach ökologischem und konventionellem Gemüse in Deutschland	<i>German Journal of Agricultural Economics</i> , Jg. 62, H. 1, S. 18-38
5	R. Schröck (2013b)	Wie preissensibel reagieren deutsche Verbraucher? Aktuelle Schätzungen von Preis- und Ausgabenelastizitäten auf der Basis von Haushaltspaneldaten	Schriften der GeWiSoLa e.V., Bd. 48, S. 455-458
6	M. Staudigel R. Schröck (2014)	Food Demand in Russia – Heterogeneous Consumer Segments over Time	<i>Journal of Agricultural Economics</i> (zur Veröffentlichung angenommen)
<b>B Hedonische Preisanalysen</b>			
7	R. Herrmann R. Schröck (2011b)	Determinanten des Innovationserfolgs: Eine Analyse mit Scannerdaten für den deutschen Joghurtmarkt	<i>German Journal of Agricultural Economics</i> , Jg. 60, H. 3, S. 170-185
8	R. Herrmann R. Schröck (2012)	Unternehmerische Anreize zur Teilnahme an Labeling- und Qualitätssicherungsprogrammen auf heterogenen Lebensmittelmärkten	<i>Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, DIW Berlin</i> , Jg. 81, H. 4, S. 123-145.
9	R. Schröck (2014)	Valuing Country of Origin and Organic Claim: A Hedonic Analysis of Cheese Purchases of German Households	<i>British Food Journal</i> Jg. 116, H. 7 (im Druck).

*Quelle: Eigene Darstellung.*

Drei Artikel sind in englischer Sprache verfasst, sechs Artikel in Deutsch. Bei fünf Beiträgen ist die Doktorandin alleinige Autorin. Drei Artikel wurden zusammen mit dem Doktorvater Prof. Dr. Roland HERRMANN veröffentlicht. Der jüngste Beitrag stammt aus einer Zusammenarbeit mit Matthias STAUDIGEL. Bei gemeinsamen Publikationen wurde keine Hauptautorenschaft zugewiesen, da stets beide Autoren elementare Beiträge zur Entstehung und Überarbeitung der Manuskripte leisteten.

Neben dem Markt für Biolebensmittel werden weiterführend Fragen der Lebensmittelkennzeichnung und der Messung von Innovationserfolg bei Lebensmitteln thematisiert. Eine inhaltliche Erweiterung stellt auch die Untersuchung des Konsumverhaltens russischer Privathaushalte und die differenzierte Schätzung von Nachfrageparametern für den russischen Markt dar.

Aus methodischer Sicht sind die Beiträge zwei Forschungsrichtungen zugeordnet. Zum einen dienen Nachfrageanalysen der Charakterisierung des Verbraucherverhaltens in Bezug auf konventionelle und ökologische Lebensmittel. Hierzu wird ein breites Spektrum an Preis- und Ausgabenelastizitäten der Nachfrage nach Biolebensmitteln ermittelt. Zum anderen beleuchten hedonische Preisanalysen die Zahlungsbereitschaft der Verbraucher und die Kostenstrukturen der Anbieter für ausgewählte Produkteigenschaften. Der Fokus liegt dabei auf den von der ökologischen Produktion, von geografischen Herkunftsangaben und von innovativen Produkteigenschaften erzielten Preiseffekten. Der Aufbau der Dissertationsschrift orientiert sich an diesen beiden methodischen Forschungsrichtungen. Dem Methodenfeld „A – Nachfrageanalysen“ sind sechs, dem Methodenfeld „B – Preisanalysen“ sind drei Forschungsbeiträge zugeordnet.

In *Kapitel 2* werden zunächst Hintergrundinformationen gegeben und die Entstehungsgeschichte der Forschungsbeiträge skizziert. Neben der relevanten Literatur werden die verwendeten Datenquellen vorgestellt und die Forschungsmethodik kurz erläutert. *Kapitel 3* fasst die einzelnen Forschungsbeiträge zusammen und zeigt zentrale Ergebnisse auf.

Das Kernstück dieser Arbeit bildet *Kapitel 4*. Es umfasst die in der Dissertation enthaltenen Forschungsbeiträge der Methodenfelder „A – Nachfrageanalysen“ (*Abschnitt 4.1*) und „B – Preisanalysen“ (*Abschnitt 4.2*). Neben den hier vorgestellten Artikeln sind während der Promotionszeit weitere Veröffentlichungen und Tagungsbeiträge entstanden, die die entsprechende methodische Forschungsrichtung vertiefen und die jeweils zu Beginn der *Abschnitte 4.1 und 4.2* ergänzend aufgeführt werden.

In *Kapitel 5* werden die Beiträge zusammengefasst und vor dem Hintergrund der gestellten Forschungsfragen gemeinsam diskutiert. Aus dieser Diskussion werden in *Kapitel 6* Implikationen für Hersteller, Verarbeiter und Händler sowie die Politik abgeleitet. Abschließend werden weiterführende Forschungsfragestellungen aufgezeigt und Prognosen über die zukünftige Entwicklung des Biomarktes aufgestellt.

## **2 Hintergrundinformationen zu den Forschungsbeiträgen**

Im Gegensatz zu einer monografisch angelegten Dissertation wird an dieser Stelle kein umfassender Überblick über den Stand der Forschung, die Datenquellen und die angewandte Methodik gegeben. Diesbezügliche Informationen finden sich in den jeweiligen Forschungsbeiträgen. Zur Einordnung der Artikel werden im Folgenden einige artikelübergreifende Hintergrundinformationen dargestellt.

### **2.1 Literaturüberblick zu Nachfrage- und Preisanalysen für Biolebensmittel**

#### **Methodenfeld A – Nachfrageanalysen**

Im Methodenfeld der Nachfrageanalysen werden zum einen die **Determinanten der Nachfrage** nach Biolebensmitteln identifiziert und zum anderen die Stärke ihres Einflusses mittels Elastizitäten quantifiziert. In Bezug auf die bestimmenden Faktoren der Nachfrage werden neben Preisen und Einkommen vor allem soziodemografischen Merkmale der Biokäufer untersucht. Einige Studien aus Großbritannien und Nordamerika betonen, dass die Bionachfrage hochgradig preis- und einkommensabhängig sei (ANDERS & MÖSER 2008; FOURMOUZI, GENIUS & MIDMORE 2012; KASTERIDIS & YEN 2012). Es gibt allerdings auch konträre Stimmen, die Preisen und Einkommen nur einen begrenzten Effekt auf die Nachfrage nach Biolebensmitteln zusprechen und hervorheben, dass ihr Einfluss bei konventionellen Lebensmitteln deutlich größer sei (DHAR & FOLTZ 2005; HARTMANN GROUP 2006; BUNTE et al. 2007; HSIEH, MITCHELL & STIEGERT 2009; PLABMANN & HAMM 2009). Die Autoren argumentieren, dass das Wachstum des Biomarktes auf nicht-preisliche Faktoren wie Geschmack, Gesundheitsbewusstsein, Risikoaversion und ideologische Aspekte zurückzuführen sei.

Studien, die der Frage nach dem soziodemografischen Profil von Biokäufern nachgehen, kommen zu unterschiedlichen, teilweise widersprüchlichen Ergebnissen. Sie unterscheiden sich nicht nur nach Zeitpunkt und Ort der Untersuchung, sondern auch nach Untersuchungsmethode und betrachteter Warengruppe. Untersuchungen aus den USA legen nahe, dass Biokäufer tendenziell wohlhabend und gebildet sind (z. B. BUZBY & SKEES 1994; THOMPSON 1998; GOVINDASAMY & ITALIA 1999; HUGHNER et al. 2007; ZHANG et al. 2008; LIN et al. 2009; SMITH, HUANG & LIN 2009; ALVIOLA & CAPPS 2010; DETTMANN & DIMITRI 2010). Auch europäische und deutsche Studien zeigen in der Regel einen positiven Zusammenhang zwischen dem Einkommen (ZMP 2003; JONAS & ROOSEN 2008; WIER et al. 2008; PLABMANN & HAMM 2009) bzw. dem Bildungsniveau (WIER et al. 2008; MONIER et al. 2009) und dem Kauf von Biolebensmitteln.

Die Ergebnisse im Hinblick auf Alter und Geschlecht sind nicht eindeutig. Die Mehrzahl der Studien findet keinen Unterschied zwischen den Geschlechtern (HUANG 1996; THOMPSON & KIDWELL 1998; LI, ZEPEDA & GOULD 2007; ZEPEDA & LI 2007). GOVINDASAMY und ITALIA (1999), LOUREIRO, MCCLUSKEY und MITTELHAMMER (2001) sowie HUGHNER et al. (2007) bescheinigen Frauen jedoch eine höhere Affinität zu Biolebensmitteln.

In einigen Studien sinkt der Konsum von Biolebensmitteln (bzw. die Zahlungsbereitschaft oder die Kaufwahrscheinlichkeit) mit dem Alter (HUANG 1996; GOVINDASAMY & ITALIA 1999; ZEPEDA & LI 2007), in anderen steigt er (HUGHNER et al. 2007; JONAS & ROOSEN 2008; WIER et al. 2008; ZHANG et al. 2008). Mitunter zeigt sich auch ein u-förmiger (DETTMANN & DIMITRI 2010), ein umgekehrt u-förmiger (WIER et al. 2008<sup>4</sup>) oder gar kein signifikanter Zusammenhang (THOMPSON & KIDWELL 1998; LI, ZEPEDA & GOULD 2007; MONIER et al. 2009; PLABMANN & HAMM 2009) zwischen dem Alter und dem Kauf von Bioprodukten. Diese sehr unterschiedlichen Ergebnisse sind nur schwer zu erklären. Auf der einen Seite wird argumentiert, dass das Ernährungs- und Gesundheitsbewusstsein, die Zeit, selbst zu kochen, und damit auch der Konsum von Biolebensmitteln mit dem Alter ansteigen. Auf der anderen Seite wird ein negativer Zusammenhang zwischen Alter und Biokauf häufig mit der Experimentierfreude jüngerer Konsumenten begründet. Da der Biomarkt noch relativ jung ist, sich entwickelt, wächst und verändert, sind jüngere Konsumenten hier überdurchschnittlich stark vertreten. Jüngste Zahlen aus Deutschland, die Bioprodukten eine steigende Beliebtheit bei jungen Menschen attestieren (BMELV 2013a), unterstützen diese Vermutung.

Neben dem Alter der haushaltsführenden Person werden in der Regel die Anzahl und das Alter der im Haushalt lebenden Kinder als Einflussfaktoren betrachtet. Die Anzahl der im Haushalt lebenden Kinder ist eng mit der Haushaltsgröße verbunden. Für die Kinderzahl (bzw. die Haushaltsgröße) wird häufig ein negativer Einfluss (HUANG 1996; GOVINDASAMY & ITALIA 1999; LI, ZEPEDA & GOULD 2007; ZEPEDA & LI 2007; WIER et al. 2008) auf den Kauf von Biolebensmitteln festgestellt. THOMPSON und KIDWELL (1998), LOUREIRO, MCCLUSKEY und MITTELHAMMER (2001)<sup>5</sup> sowie JONAS und ROOSEN (2008) finden dagegen einen positiven Zusammenhang. Es besteht Grund zur Annahme, dass der Einfluss auf die Kaufwahrscheinlichkeit von Biolebensmitteln nicht von der Existenz oder der Kinderzahl per se abhängig ist, sondern vielmehr mit dem Alter der Kinder zusammenhängt. Von sehr jungen Kindern (in der Regel sind hierbei Kinder im Alter von bis zu 6 Jahren gemeint) scheint ein positiver Einfluss auf den Konsum von Bioprodukten auszugehen (HILL & LYNCHHEAUN 2002; WIER et al. 2008; RIEFER & HAMM 2009). WIER et al. (2008) führen diese Beobachtung darauf zurück, dass Eltern insbesondere bei Babys und Kleinkindern um eine gesunde und schadstoffarme Ernährung besorgt sind. Bedingt durch die mit dem Alter der Kinder steigenden Lebenshaltungskosten wählen Haushalte mit Kindern im Jugendlichenalter dann jedoch wieder verstärkt die preisgünstigeren, konventionellen Alternativen.

---

<sup>4</sup> WIER et al. (2008) haben die Konsumentenprofile von dänischen und britischen Konsumenten untersucht. Für Dänemark finden die Autoren einen positiven, für Großbritannien einen umgekehrt u-förmigen Zusammenhang zwischen dem Alter und dem Konsum von Biolebensmitteln.

<sup>5</sup> LOUREIRO, MCCLUSKEY und MITTELHAMMER (2001) berücksichtigen in ihrem Modell sowohl die Haushaltsgröße als auch die Kinderzahl. Obwohl in diesem Fall eine hohe Korrelation zwischen den Variablen zu erwarten ist (und damit das Vorliegen von Multikollinearität), zeigen beide Variablen einen hoch signifikanten Einfluss auf die Kaufwahrscheinlichkeit von Bioäpfeln. Dabei ist der Einfluss der Haushaltsgröße negativ, der Einfluss der Kinderzahl positiv.

Auch RIEFFER und HAMM (2009) begründen die stärkere Orientierung hin zu Biolebensmitteln während der Schwangerschaft und der Kleinkindphase mit veränderten Ernährungsanforderungen und gesteigertem Ernährungsbewusstsein in diesen Lebensphasen. Die Rückorientierung zu konventionellen Lebensmitteln bei älteren Kindern erklären die Autoren jedoch mit den Ernährungswünschen von Jugendlichen, die immer häufiger von denen der Eltern abweichen. Da ältere Kinder ihre Bedürfnisse und Wünsche bei der Kaufentscheidung verstärkt durchsetzen können, kehren die Haushalte zum Kauf konventioneller Lebensmittel zurück und wählen Markenprodukte, die aus Sicht der Kinder modern und trendig sind.

Einige Studien untersuchen auch den Einfluss der Religionsangehörigkeit und des Wohnortes. So zeigen die Analysen von LI, ZEPEDA und GOULD (2007) und ZEPEDA und LI (2007) aus den USA, dass Biolebensmittel vornehmlich in Haushalten gekauft werden, die keiner Religionsgemeinschaft angehören. Die Autoren führen dies auf spezielle Koch- und Ernährungsweisen in religiösen Haushalten zurück, die mit Biolebensmitteln nur schwer vereinbar bzw. realisierbar sind. Eine andere Vermutung ist, dass in Haushalten ohne Religionsangehörigkeit eine gesunde Lebensweise bzw. der Kauf von Biolebensmitteln als eine Art Religionsersatz fungiert. Des Weiteren ermitteln europäische Studien, dass die Kaufwahrscheinlichkeit in Städten bzw. Großstädten höher ist als in ländlichen Regionen (ZMP 2003; WIER et al. 2008). Für die USA finden ZHANG et al. (2008) und LIN et al. (2009) einen positiven, HUANG (1996) dagegen keinen Zusammenhang zwischen dem Grad der Urbanisierung und dem Kauf von Biolebensmitteln.

Es gibt bereits einige Analysen, die **Elastizitäten der Nachfrage** nach (konventionellen) Lebensmittel in Deutschland<sup>6</sup> ermitteln (z. B. GRINGS 1993; RECKE 1995; WILDNER 2001; HOFFMANN 2003; THIELE 2001, 2008). Zum Teil weisen sie auch Elastizitätswerte für einzelne Konsumentengruppen auf, die nach Wohnort (GRINGS 1993) oder Haushaltstypen (RECKE 1995; HOFFMANN 2003; THIELE 2001, 2008) unterteilt werden. Diese Studien greifen in der Regel auf Daten der amtlichen Statistik zurück und der Untersuchungszeitraum liegt schon einige Jahre zurück. In den meisten Fällen wurde lediglich eine Querschnittsschätzung vorgenommen. Für Biolebensmittel liegt noch keine Arbeit vor, die einen umfassenden und detaillierten Blick auf Preis- und Einkommens- bzw. Ausgabenelastizitäten wirft und die Elastizitäten von konventionellen und ökologischen Produkten vergleicht.

Vor diesem Hintergrund ermitteln *Artikel 1 bis 5* dieser Dissertationsschrift Preis- und Ausgabenelastizitäten der Nachfrage nach Biolebensmitteln in Deutschland. Eine Einordnung in die für die einzelnen Warengruppen relevante, internationale Literatur findet in den jeweiligen Forschungsbeiträgen statt. *Tabelle 2* (S. 12) fasst diesbezüglich die in bisherigen Studien ermittelten Preis- und Ausgabenelastizitäten noch einmal Warengruppen übergreifend zusammen und stellt auch das Untersu-

---

<sup>6</sup> Untersuchungen der Nachfragestruktur und -elastizitäten in Transformationsländern und aufstrebenden Volkswirtschaften wie Russland, Brasilien, Indien und China werden in *Artikel 6* vorgestellt.

chungsland, die Untersuchungsperiode und die angewandte Schätzmethodik dar<sup>7</sup>. *Tabelle 3* (S. 13 f.) ergänzt diesen Literaturüberblick um Angaben zur verwendeten Datengrundlage und zu methodischen Details.

Es wird deutlich, dass (i) die Mehrzahl der Studien den U.S.-amerikanischen Markt<sup>8</sup> oder Märkte europäischer Nachbarländer untersucht, (ii) sich die Untersuchungen bislang auf wenige Warengruppen aus dem Bereich der frischen Lebensmittel konzentrieren, (iii) der Untersuchungszeitraum in der Regel schon einige Jahre zurück liegt, (iv) in den meisten Studien das Almost Ideal Demand System (AIDS) oder Modifikationen davon wie das quadratische AIDS (QU/AIDS) oder das AIDS mit linearem Preisindex (LA/AIDS) geschätzt werden, (v) Daten aus Handels- und Haushaltspanels gleichermaßen stark für Nachfrageanalysen genutzt werden, (vi) die durch Nullbeobachtungen entstehenden Schätzprobleme in der Regel behoben werden, aber (vii) gewohnheitsmäßiges Verhalten sowie die potentielle Preis- und Ausgabenendogenität (vgl. *Abschnitt 2.3* und *Artikel 4*) nur selten thematisiert werden.

In Bezug auf die Höhe der geschätzten Elastizitäten lassen sich aus dem Literaturüberblick vier Schlussfolgerungen ableiten:

1. Die überwiegende Zahl der Studien kommt zu dem Ergebnis, dass die Nachfrage nach den jeweils untersuchten Bioprodukten elastischer ist als die Nachfrage nach den entsprechenden konventionellen Lebensmitteln (GLASER & THOMPSON 1999, 2000; THOMPSON & GLASER 2001; DHAR & FOLTZ 2005; JONAS 2005; JONAS & ROOSEN 2008; LIN et al. 2009; MONIER et al. 2009; ALVIOLA & CAPPS 2010; CHOI & WOHLGENANT 2010; LUSK 2010; FOURMOUZI, GENIUS & MIDMORE 2012; KASTERIDIS & YEN 2012). ZHANG et al. (2006), BUNTE et al. (2007) und ANDERS und MÖSER (2008) finden keinen Unterschied in der Preissensibilität der Käufer zwischen konventionellen und ökologischen Produkten. Nur MONIER et al. (2009)<sup>9</sup> und CHANG et al. (2011) präsentieren eine im Betrag niedrigere Preiselastizität der Nachfrage nach dem Bioprodukt im Vergleich zum konventionellen Pendant.

---

<sup>7</sup> Für eine detaillierte Erläuterung der zitierten Studien wird an dieser Stelle auf die einzelnen Forschungsbeiträge und auf SCHRÖCK (2013c: 10ff.) verwiesen.

<sup>8</sup> Ähnlich der EU-Öko-Verordnung existiert für Biolebensmittel in den USA seit 2002 ein einheitlicher Standard im Rahmen des „National Organic Program“ (NOP) des amerikanischen Landwirtschaftsministeriums (United States Department of Agriculture, USDA). Demnach dürfen Produkte, deren Inhaltsstoffe zu mindestens 95 % aus ökologischer Landwirtschaft stammen, das U.S.-amerikanische Biosiegel „USDA organic seal“ tragen. Produkte mit einem niedrigeren Bioanteil dürfen dem Verbraucher auf der Verpackung mitteilen, wie viel Prozent bzw. welche Zutaten aus ökologischem Landbau stammen, aber kein Siegel verwenden (USDA 2000). Mit wenigen produktspezifischen Ausnahme erkennen die EU und die USA ihre Ökostandards seit Juni 2012 wechselseitig an (EUROPÄISCHE KOMMISSION 2012b).

<sup>9</sup> MONIER et al. (2009) untersuchen die Nachfrage nach konventionellen und ökologischen Eiern und Milch. Bei Eiern ist der Betrag der Eigenpreiselastizität der Biovariante höher, bei Milch der der konventionellen Variante.

2. Zehn der 17 aufgelisteten Studien betonen das Auftreten asymmetrischer Kreuzpreisbeziehungen (GLASER & THOMPSON 1999, 2000; THOMPSON & GLASER 2001; DHAR & FOLTZ 2005; JONAS & ROOSEN 2008; LIN et al. 2009; ALVIOLA & CAPPS 2010; CHOI & WOHLGENANT 2010; LUSK 2010; FOURMOUZI, GENIUS & MIDMORE 2012). Dabei ist stets die Stärke der Nachfrageanpassungen bei den Biovarianten infolge von Preisänderungen bei konventionellen Produkten größer als die Nachfrageanpassungen bei den konventionellen Varianten infolge von Preisänderungen der Bioprodukte. Keine der Studien weist eindeutig auf symmetrische Kreuzpreisbeziehungen hin.
3. Hinsichtlich der Ausgabenelastizitäten sind die Ergebnisse der Literatur äußerst kontrovers. Sechs Studien, darunter auch die jüngsten von FOURMOUZI, GENIUS und MIDMORE (2012) und KASTERIDIS und YEN (2012), finden höhere Ausgabenelastizitäten für die untersuchten Bioprodukte (GLASER & THOMPSON 2000; ZHANG et al. 2006; ANDERS & MÖSER 2008; ALVIOLA & CAPPS 2010). Zehn Studien ermitteln dagegen höhere Ausgabenelastizitäten für die konventionellen Produkte, keine deutlichen Unterschiede in der Höhe der Ausgabenelastizitäten zwischen den Produktionsformen oder insignifikante Werte (GLASER & THOMPSON 1999; THOMPSON & GLASER 2001; DHAR & FOLTZ 2005; JONAS 2005; JONAS & ROOSEN 2008; HSIEH, MITCHELL & STIEGERT 2009; LIN et al. 2009; CHOI & WOHLGENANT 2010; LUSK 2010; CHANG et al. 2011). BUNTE et al. (2007) und MONIER et al. (2009) präsentieren keine Ausgabenelastizitäten.
4. Es gibt Hinweise darauf, dass die Preissensibilität der Verbraucher in Bezug auf Biolebensmittel mit zunehmender Marktreife sinkt. GLASER und THOMPSON (1999, 2000) sowie THOMPSON und GLASER (2001), die Eigenpreiselastizitäten der Nachfrage nach Biotiefkühlgemüse, Biomilch und Biobabynahrung in den USA für verschiedene Zeiträume analysieren, stellen für alle drei Warengruppen fest, dass die Preissensibilität der Verbraucher bei Bioprodukten im Zeitablauf sinkt, während sie bei konventionellen Produkten konstant bleibt.

**Tabelle 2: Studien zur quantitativen Nachfrageanalyse bei Biolebensmitteln – Warengruppen, Schätzmethoden und Ergebnisse**

Autoren (Erscheinungsjahr)	Land	Zeitraum	Produkte bzw. Warengruppen	Schätzmethode	Eigenpreiselastizitäten		Ausgabenelelastizitäten	
					Konventionell	Bio	Konventionell	Bio
<b>ALVIOLA &amp; CAPPS</b> (2010)	USA	2004	Milch	zweistufige Heckman Prozedur	-0,87	-2,00	-0,01 <sup>a)</sup>	0,27 <sup>a)</sup>
<b>ANDERS &amp; MÖSER</b> (2008)	CA	2000-2007	Fleisch	AIDS	-0,23 bis -1,40	-0,61 bis -2,71	0,3 bis 1,52	-2,78 bis 1,93
<b>BUNTE et al.</b> (2007)	NL	2005-2006	Eier, Milch Fleisch, Müsli, Pilze, Kartoffeln, Reis	AIDS	-0,99 bis -1,07	-0,99 bis -2,03	---	---
<b>CHANG et al.</b> (2011)	USA	2006-2008	Milch	AIDS	-0,59 bis -1,11	-0,63 bis -0,94	0,97 bis 1,08	0,42 bis 1,04
<b>CHOI &amp; WOHLGENANT</b> (2010)	USA	2002-2005	Milch	LA/AIDS	-1,36 bis -2,71	-1,00 bis -7,34	0,75 bis 1,13	0,60 bis 1,13
<b>DHAR &amp; FOLTZ</b> (2005)	USA	1997-2002	Milch	QU/AIDS	-1,04	-1,37	0,97	0,50
<b>FOURMOUZI et al.</b> (2012)	UK	2005/ 2006	Obst und Gemüse	AIDS	-0,97 bis -0,98	-1,16 bis -1,41	0,90 bis 1,08	1,38 bis 1,39
<b>GLASER &amp; THOMPSON</b> (1999)	USA	1990-1996	Tiefkühl-Gemüse	AIDS	-1,63 bis -2,27	-0,10 bis -1,05	0,86 bis 1,16	0,78 bis 1,49
<b>GLASER &amp; THOMPSON</b> (2000)	USA	1988-1999	Milch	AIDS	-0,66 bis -0,73 <sup>b)</sup>	-3,64 <sup>b)</sup>	1,00 bis 1,16 <sup>b)</sup>	-5,73 <sup>b)</sup>
<b>HSIEH et al.</b> (2009)	USA	2000-2005	Kartoffeln	G/AIDS	-0,55 bis -1,62	-1,36	-2,46 bis 3,06	1,09
<b>JONAS &amp; ROOSEN</b> (2008)	D	2000-2003	Milch	LA/AIDS	-0,96 bis -1,01	-10,17	0,99 bis 1,04	0,73
<b>JONAS</b> (2005)	D	2000-2003	Milch	LA/AIDS	-0,90 bis -1,12	-2,50	0,99 bis 1,01	0,97 bis 1,03
<b>KASTERIDIS &amp; YEN</b> (2012)	USA	2006	Gemüse	LA/AIDS	-0,76 bis -1,20	-1,81 bis -2,77	0,85 bis 1,29	1,30 bis 1,84
<b>LIN et al.</b> (2009);	USA	2006	Obst	Translog-NS	-0,49 bis -0,85	-1,06 bis -3,54	0,98 bis 1,01	0,81 bis 1,03
<b>LUSK</b> (2010)	USA	2007-2009	Eier	AIDS	-0,99 bis -1,01	-1,13 bis -1,52	1,00 bis 1,07	0,61 bis 0,75
<b>MONIER et al.</b> (2009)	FR	2005	Milch Eier	LA/AIDS	-1,02 -0,78	-0,38 -2,38	---	---
<b>THOMPSON &amp; GLASER</b> (2001)	USA	1988-1999	Babynahrung	QU/AIDS	-0,17 bis -0,74	-1,58 bis -5,16	0,59 bis 1,73	-4,77 bis 5,44
<b>ZHANG et al.</b> (2006)	USA	1999-2003	Kartoffeln, Tomaten, Zwiebeln, Kopfsalat	LA/AIDS	-0,27 <sup>k)</sup> bis 0,81 <sup>k)</sup>	-0,53 <sup>k)</sup> bis -1,11 <sup>k)</sup>	0,56 bis 1,76	0,46 bis 2,26

NS – Nachfragesystem; LA/-, QU/-, G/AIDS – Linear Approximated, Quadratic, Generalized Almost Ideal Demand System.

<sup>a)</sup> Einkommenselastizität; <sup>b)</sup> dargestellt sind die Werte für Vollmilch; <sup>k)</sup> kompensierte Eigenpreiselastizität; n.s. – nicht signifikant.

Quelle: Eigene Zusammenstellung.

**Tabelle 3: Studien zur quantitativen Nachfrageanalyse bei Biolebensmitteln – Datengrundlage und methodische Details (Teil I)**

Autoren (Erscheinungsjahr)	Datengrundlage Land/ Region Untersuchungsperiode	Berücksichtigung von				
		Gewohnheits- verhalten	Null- beobachtungen	Preisendogenität	Ausgabenendogenität	Shiftfaktoren
<b>ALVIOLA &amp; CAPPS</b> (2010)	Nielsen-Haushaltspanel, USA, 2004	nein	Prozedur von HEIEN & WES- SELLS (1990)	nicht thematisiert <sup>b)</sup>	nicht thematisiert	-soziodemograf. Variablen
<b>ANDERS &amp; MÖSER</b> (2008)	Handelspanel einer Super- marktkette, Kanada, 2000-2007	Ausgaben der Vorperiode (expenditure lag)	nicht relevant <sup>a)</sup>	nicht relevant <sup>a)</sup>	nicht thematisiert	-Saisonshifter -Trendvariable
<b>BUNTE et al.</b> (2007)	IRI-Handelspanel für 84 Supermärkte, Niederlande, 2005-2006	nein	nicht relevant <sup>a)</sup>	nicht relevant <sup>a)</sup>	Substitution der Aus- gaben durch eine Trendvariable	-Dummyvariablen für Festtage und Nachfrage- hochs/-tiefs
<b>CHANG et al.</b> (2011)	Handelspanel für sechs Super- märkte, Ohio (USA), 2006-2008	Konsummenge der Vorperiode (quantity lag)	nicht relevant <sup>a)</sup>	nicht relevant <sup>a)</sup>	nicht thematisiert	-Trendvariable -Dummyvariable für Ferien
<b>CHOI &amp; WOHL- GENANT</b> (2010)	Nielsen-Haushaltspanel, USA, 2002-2005	nein	Tobit-Modell	nicht thematisiert <sup>b)</sup>	nicht thematisiert	---
<b>DHAR &amp; FOLTZ</b> (2005)	IRI-Handelspanel für 12 Städte, USA, 1997-2002	nein	nicht relevant <sup>a)</sup>	simultane Schätzung von Preis-, Ausgaben- und Budgetanteilsleichungen		-soziodemograf. Variablen
<b>FOURMOUZI et al.</b> (2012)	TNS-Haushaltspanel, London (Großbritannien), 2005-2006	nein	Amemiya-Tobit Modell <sup>c)</sup>	Schätzung von Preisgleich- ungen im Vorfeld des Nach- fragesystems (Prozedur von Cox & Wohlgenant)	nicht thematisiert	-soziodemograf. Variablen
<b>GLASER &amp; THOMPSON</b> (1999)	Nielsen-Handelspanel, USA, 1990-1996	nein	nicht relevant <sup>a)</sup>	nicht relevant <sup>a)</sup>	nicht thematisiert	-Trendvariable -Dummyvariablen für März und Dezember
<b>GLASER &amp; THOMPSON</b> (2000)	Nielsen-Handelspanel, USA, 1988-1996; und IRI-Handelspanel, USA, 1993-1999	nein	nicht relevant <sup>a)</sup>	nicht relevant <sup>a)</sup>	nicht thematisiert	-Trendvariable
<b>HSIEH et al.</b> (2009)	Nielsen-Handelspanel für vier Regionen, USA, 2000-2005	nein	nicht relevant <sup>a)</sup>	simultane Schätzung von Preis- und Ausgaben- gleichungen im Vorfeld des Nachfragesystems		-soziodemograf. Variablen -Trendvariable -Dummyvariablen für Re- gionen und Jahreszeiten -Interaktionsterme zw. dem Trend und Regionen

**Tabelle 3: Studien zur quantitativen Nachfrageanalyse bei Biolebensmitteln – Datengrundlage und methodische Details (Teil II)**

Autoren (Erscheinungsjahr)	Datengrundlage Land/ Region Untersuchungsperiode	Berücksichtigung von				
		Gewohnheits- verhalten	Null- beobachtungen	Preisendogenität	Ausgabenendogenität	Shiftfaktoren
<b>JONAS &amp; ROOSEN</b> (2008)	GfK-Haushaltspanel, Deutschland, 2000-2003	nur in Probit- Regressionen: Konsummenge der Vorperiode (quantity lag)	Prozedur von SHONKWILER & YEN (1999)	nicht thematisiert <sup>b)</sup>	nicht thematisiert	-soziodemograf. Variablen
<b>JONAS</b> (2005)	GfK-Haushaltspanel, Deutschland, 2000-2003	nein	Prozedur von SHONKWILER & YEN (1999)	nicht thematisiert <sup>b)</sup>	nicht thematisiert	-soziodemograf. Variablen -Dummyvariablen für einzelne Jahre
<b>KASTERIDIS &amp; YEN</b> (2012)	Nielsen-Haushaltspanel, USA, 2006	nein	Amemiya-Tobit Modell <sup>c)</sup>	nicht thematisiert <sup>b)</sup>	nicht thematisiert	-soziodemograf. Variablen
<b>LIN et al.</b> (2009);	Nielsen-Haushaltspanel, USA, 2006	nein	Prozedur von SHONKWILER & YEN (1999)	nicht thematisiert <sup>b)</sup>	nicht thematisiert	-soziodemograf. Variablen
<b>LUSK</b> (2010)	IRI-Handelspanel, Sanfrancisco & Dallas (USA), 2007-2009	nein	Nicht relevant <sup>a)</sup>	simultane Schätzung von Preis- und Ausgabengleichungen im Vorfeld des Nachfragesystems		-Trendvariable -Medienindex (Artikel zum Verbot der Käfighaltung)
<b>MONIER et al.</b> (2009)	TNS-Haushaltspanel , Frankreich, 2005	nein	Analyse eines „repräsentativen Durchschnitts- verbrauchers“	nicht thematisiert <sup>b)</sup>	nicht thematisiert	---
<b>THOMPSON &amp; GLASER</b> (2001)	Nielsen-Handelspanel, USA, 1988-1996; und IRI-Handelspanel, USA, 1996-1999	nein (da Baby- nahrung nur für einen kurzen Zeitraum gekauft wird)	Nicht relevant <sup>a)</sup>	nicht relevant <sup>a)</sup>	Generalized Methods of Moments (GMM) Estimator <sup>d)</sup>	---
<b>ZHANG et al.</b> (2006)	Nielsen-Haushaltspanel, USA, 1999-2003	nein	---	nicht thematisiert <sup>b)</sup>	nicht thematisiert	---

<sup>a)</sup> nicht relevant, da die Preise aus einem Handelspanel stammen; <sup>b)</sup> nicht thematisiert, Verwendung von unkorrigierten Durchschnittspreisen (Unit Values);

<sup>c)</sup> beschrieben in AMEMIYA (1974); <sup>d)</sup> beschrieben in BLUNDELL & ROBIN (2000).

Quelle: Eigene Zusammenstellung.

## Methodenfeld B – Preisanalysen

Im Methodenfeld der Preisanalysen werden die Existenz und die Höhe von Preisauflagen für das Biosiegel und weitere Produktkennzeichnungen betrachtet. In der Literatur existiert bereits eine Vielzahl an Studien, in denen implizite Preise für Produkteigenschaften von Lebensmitteln untersucht werden. Dabei wird zunehmend auch die Bioeigenschaft als Qualitätsattribut berücksichtigt. In der Literatur herrscht Einigkeit darüber, dass Biolebensmittel einen Preisauflagen gegenüber Lebensmitteln aus konventioneller Produktion erzielen (z. B. GOLDMAN & CLANCY 1991; THOMPSON & KIDWELL 1998; LOUREIRO & HINE 2002; OBERHOLTZER, DIMITRI & GREENE 2005). Die Höhe der angegebenen Preisauflagen variiert jedoch stark. Die Mehrzahl der Studien verwendet Methoden der kontingenten Bewertung oder Discrete-Choice-Modelle, um die Mehrzahlungsbereitschaft der Verbraucher für Biolebensmittel zu quantifizieren. Mit der Verfügbarkeit von Scannerdaten steigt jedoch auch die Zahl der Analysen, die auf tatsächlichen Marktdaten basieren und den hedonischen Ansatz von LANCASTER (1966) und ROSEN (1974) zugrunde legen. In den Artikeln 7 bis 9 wird jeweils ein detaillierter Literaturüberblick gegeben, der sich stets auf eng definierte Themengebiete und Märkte konzentriert. Um einen alle Warengruppen einbeziehenden Überblick zu geben, wird im Folgenden die Literatur zu Preisanalysen bei Bioprodukten zusammengefasst. *Tabelle 4* zeigt Untersuchungsland und -zeitraum, Produktgruppe, Datengrundlage und ermittelten Preisauflagen der existierenden, auf Einkaufsdaten aus Handels- oder Haushaltspanels basierenden, hedonischen Analysen.

**Tabelle 4: Literaturüberblick über hedonische Preisanalysen für Biolebensmittel auf der Grundlage von Marktdaten**

Autoren (Erscheinungsjahr)	Land	Zeitraum	Datengrundlage	Produkte bzw. Warengruppen	Preisauflagen [%]
CHANG, LUSK & NORWOOD (2010)	USA	2004-09	IRI-Handelspanel	Eier	30 - 85
ESTES & SMITH (1996)	USA	1994	Handelspanel aus 28 Supermärkte in Tucson (Arizona) an zwei Tagen	Sellerie Äpfel Orangen Grapefruits	154 118 51 n.s.
HUANG & LIN (2007)	USA	2004	Nielsen-Haushaltspanel	Tomaten	7 - 17
KIESEL & VILLAS-BOAS (2007)	USA	2000-03	Nielsen-Haushaltspanel	Milch	40 - 46
MAGUIRE, OWENS & SIMON (2004)	USA	2001	Handelspanel aus zwei Städten	Babynahrung	20 - 30
SCHULZ, SCHROEDER & WHITE (2010)	USA	2004-09	FreshLook Marketing - Handelspanel	Rindersteaks	18
SMITH, HUANG & LIN (2009)	USA	2006	Nielsen-Haushaltspanel	Milch	60 - 109
ZHANG et al. (2009)	USA	2004	Nielsen-Haushaltspanel	Tomaten Äpfel	22 - 24

n.s. – nicht signifikant.

Quelle: Eigene Zusammenstellung.

Die Analysen von ESTES und SMITH (1996), MAGUIRE, OWENS und SIMON (2004), SCHULZ, SCHROEDER und WHITE (2010) sowie CHANG, LUSK und NORWOOD (2010) basieren auf Scannerdaten aus dem Handel. ESTES und SMITH (1996) untersuchen das Einkaufsverhalten bei frischem Obst und Gemüse. Die Autoren beziehen neben Produkteigenschaften auch Charakteristika der Einkaufsstätte als erklärende Variablen in der hedonischen Preisfunktion (HPF) ein. Die geschätzten Preisaufschläge für Bioorangen, -äpfel und -sellerie betragen 51 %, 118 %, und 154 %. Bei Grapefruits zeigt die Bioeigenschaft keinen signifikanten Einfluss auf den Preis. MAGUIRE, OWENS und SIMON (2004) analysieren den Markt für Babynahrung. Auch sie verwenden Produkt- und Geschäftscharakteristika als Argumente in der HPF. Die ermittelten Preisaufschläge für die Bioeigenschaft liegen hier zwischen drei und vier U.S.-Cent pro Unze (ca. 28,3 g), was einem Preisaufschlag von 20 bis 30 % entspricht. Der Fokus der Studie von SCHULZ, SCHROEDER und WHITE (2010) liegt auf der Markenbildung bei Rindersteaks und deren Einfluss auf die Preissetzung. Biosteaks erzielen dabei einen Preisaufschlag von rund 18 % gegenüber konventionellen Steaks. Durch das Einbeziehen von Interaktionstermen in die HPF zeigen die Autoren, dass der Preisaufschlag für die Bioeigenschaft über den fünfjährigen Untersuchungszeitraum zwischen 2004 und 2009 angestiegen ist. Auch CHANG, LUSK und NORWOOD (2010) nutzen Interaktionsterme, um Variationen im Preisaufschlag für Bioeier zu identifizieren. Den Ergebnissen zufolge erzielt die Bioeigenschaft je nach Bundesstaat einen Preisaufschlag zwischen 30 und 85 %. In Kombination mit weiteren Qualitätseigenschaften wie einer braunen Eierfarbe, einem (fütterungsbedingt) erhöhten Omega-3-Fettgehalt oder Freilandhaltung bewirkt die Produktion nach ökologischen Richtlinien jedoch noch deutlich höhere Preisaufschläge von über 100 %.

Werden Scannerdaten aus großen Supermarktketten ausgewertet, bleiben große Teile des Biomarktes unberücksichtigt. Denn nach wie vor wird sowohl in den USA als auch in Deutschland ein nicht unerheblicher Anteil der Biolebensmittel in Fachgeschäften und auf Wochenmärkten gekauft (DIMITRI & OBERHOLTZER 2009: 6; BÖLW 2012: 17). Die Studien von HUANG und LIN (2007), KIESEL und VILLAS-BOAS (2007), SMITH, HUANG und LIN (2009) sowie ZHANG et al. (2009) basieren auf Daten des Nielsen-Haushaltspanels für das Jahr 2004. HUANG und LIN (2007) schätzen Preisaufschläge für Bio-tomaten auf verschiedenen regionalen Märkten in den USA und ermitteln Werte zwischen sieben und 17 %. KIESEL und VILLAS-BOAS (2007) vergleichen die Preisaufschläge für Biomilch vor und nach der Einführung des U.S.-amerikanischen Biosiegels im Oktober 2002. Durch ein einheitliches Siegel ist der Preisaufschlag von durchschnittlich 39 auf 46 % gestiegen. ZHANG et al. (2009) untersuchen den Einfluss von Produkt- und Verbrauchercharakteristika, regionalen und saisonalen Faktoren sowie Sonderangeboten auf die Preise von Äpfeln und Tomaten in den USA. Im Durchschnitt erzielt die Biovariante einen um 22 % höheren Preis bei Tomaten und einen um 24 % höheren Preis bei Äpfeln.

Die Literatur zu Preisaufschlägen für Biolebensmittel zusammenfassend lässt sich festhalten, dass existierende Studien (i) starke Variationen in der Höhe des ermittelten Preisaufschlags aufweisen, (ii) ausschließlich den U.S.-amerikanischen Markt untersuchen, (iii) nur selten eine Differenzierung des Preisaufschlags nach Einkaufsstätten vornehmen und (iv) zum großen Teil schon einige Jahre alt sind und somit die Expansion und jüngsten Entwicklungen des Biomarktes nicht abbilden.

## 2.2 Datenquellen der Forschungsbeiträge

Datengrundlage für die *Artikel 1 bis 5, 8 und 9* sind Daten der Haushaltspanels *ConsumerScan* und *ConsumerScan FreshFood* der Gesellschaft für Konsumforschung in Nürnberg (GfK). Der Untersuchungszeitraum umfasst die Jahre 2004 bis 2008. Erhebungsmethode, Panelgröße und die enthaltenen Variablen werden detailliert in BUDER (2011) und SCHRÖCK (2013c: 22 ff.) beschrieben. Der Datensatz bietet in mehrfacher Hinsicht eine außergewöhnliche Datengrundlage für die Analyse von Verbraucherverhalten. Allen voran weisen die Panels mit 20 000 bzw. 13 000 über einen Zeitraum von fünf Jahren berichtenden Haushalten eine einzigartige Stichprobengröße auf. Darüber hinaus sind Einkäufe in einer großen Vielfalt an verschiedenen Einkaufsstätten und Geschäftstypen, inklusive Direktvermarktung und Naturkosthandel, dokumentiert. Eine einheitliche Identifikationsnummer für jeden Haushalt ermöglicht eine direkte Verknüpfung der in den Einkaufsdatensätzen dokumentierten Kaufinformationen mit soziodemografischen Haushaltscharakteristika. So können neben Preisen und Einkommen auch soziodemografische Merkmale der Haushalte und ihre Einkaufshistorie bzw. ihre Gewohnheiten als Einflussfaktoren in den Nachfrageanalysen berücksichtigt werden. Genaue Angaben zu den gekauften Produkten, z. B. im Hinblick auf Herkunftsland, Marke, Verpackung, Sorte (bei Obst und Gemüse), Tierart und Teilstück (bei Fleisch) sowie Fettgehalt (bei Milchprodukten), ermöglichen es, die verschiedenen Produktattribute in den Preisanalysen detailliert zu erfassen. Für den Fünfjahreszeitraum sind insgesamt mehr als 45 Mio. einzelne Produktkäufe von 23 218 verschiedenen Haushalten<sup>10</sup> dokumentiert. Informationen zu den für die Analyse einzelner Warengruppen selektierten Datensätzen finden sich in den jeweiligen Forschungsbeiträgen.

Während die Daten für die Nachfrageanalysen zu Wochen- (*Artikel 1*) bzw. Jahresdaten (*Artikel 2 bis 5*) aggregiert wurden, arbeiten die hedonischen Preisanalysen (*Artikel 8 und 9*) mit den ursprünglichen Einkaufsdaten. Hierbei stellt jeder einzelne Produktkauf eines Haushalts in einer Einkaufsstätte eine Beobachtung dar. Um zusätzliche Informationen zu den Produkten in den hedonischen Preisanalysen erfassen zu können, wurden die GfK-Daten hier um Informationen aus weiteren Quellen erweitert. So wurden beispielsweise Informationen zu geografischen Herkunftsangaben aus der Datenbank der geschützten Produkte der EUROPÄISCHEN KOMMISSION (2012a), zu Milcherzeugerpreisen und zu Transportstrecken berücksichtigt.

Die Analyse der Lebensmittelnachfrage in Russland in *Artikel 6* basiert auf Daten des für Russland repräsentativen Haushaltspanels RLMS (Russia Longitudinal Monitoring Survey) aus den Jahren 1994 bis 2010. Der Untersuchungszeitraum unterstreicht die hohe Aktualität der Analyse im Vergleich zu in der Literatur vorhandenen Nachfrageanalysen für Transformationsländer. In einer jährlich wiederholten, mündlichen und standardisierten Befragung werden die Haushaltsvorsteher nach den Einkäufen

---

<sup>10</sup> Das Panel *GfK ConsumerScan* dokumentiert die Einkäufe von rund 20 000 Haushalten. 13 000 dieser Haushalte berichten zusätzlich über ihre Einkäufe von frischen Lebensmitteln im Panel *GfK ConsumerScan FreshFood*. Da während des Untersuchungszeitraums einige berichtende Haushalte das Panel verlassen haben und neue Haushalte hinzugekommen sind, ist das Panel unbalanciert und die Anzahl der Haushalte in der Untersuchungsgesamtheit übersteigt die durchschnittliche Anzahl von 20 000 Haushalten.

der letzten sieben Tagen gefragt („7-Day-Recall“). Die Schätzungen stützen sich auf Angaben von insgesamt 13 445 Haushalten (58 441 Beobachtungen) zu ihren Ausgaben für Lebensmittel, Nichtlebensmittel und Dienstleistungen. Für Lebensmittel sind darüber hinaus detailliert Ausgaben und Einkaufsmengen für 51 einzelne Produkte erfasst, die zu 13 Gruppen zusammengefasst wurden. Da für Nichtlebensmittel und Dienstleistungen keine Preisinformationen im Datensatz enthalten sind, wurden zusätzlich nationale Preisindizes des zentralen russischen Statistikamtes GOSKOMSTAT herangezogen. Eine ausführliche Beschreibung der RLMS-Daten findet sich in STAUDIGEL (2013).

Im Gegensatz zu den bislang beschriebenen Daten aus Haushaltspanels nutzt *Artikel 7* Daten aus einem Handelspanel. Die Scannerdaten der ehemaligen Madakom GmbH umfassen die Meldungen der Abverkäufe von rund 200 mit Scannerkassen ausgestatteten Geschäften des LEHs aus über 30 Handelsorganisationen. In dem Panel werden über 400 000 Artikel, die eine produktspezifische internationale Artikelnummer (EAN) tragen, aus 1 221 Warengruppen berücksichtigt. Der Madakom-Datensatz wird in den Dissertationen von MÖSER (2002: 97 ff.) und WEBER (2009: 92 ff.) detailliert vorgestellt.

Herauszustellen bleibt, dass in allen Analysen mit sehr großen, repräsentativen und detaillierten Paneldatensätzen gearbeitet wurde. UNNEVEHR et al. (2010) unterstreichen in ihrem Überblicksbeitrag zum Thema Verbraucherökonomie, dass solch hoch informative Daten eine Ausnahme darstellen:

*„Nationally representative data with detailed information about emerging quality attributes are scarce or nonexistent“* (UNNEVEHR et al. 2010).

Gleichzeitig stellen Analysen auf Basis umfangreicher Datensätze auch hohe Anforderungen in der Datenbearbeitung und in den Schätzungen. Im Vorfeld der Analysen war stets eine umfangreiche Aufbereitung der Rohdaten nötig. Wegen des besseren Datenüberblicks erfolgte diese mit Hilfe des Statistikprogramms SPSS. Für die Modellschätzungen wurde das Programm *stata* genutzt. Datenaufbereitung, -transformation, -aggregation und -kombination wurden durch Syntaxbefehle programmiert, da eine „händische“ Bearbeitung aufgrund der Datenmengen nicht möglich ist. Die Schätzung von Modellen, deren Lösung eine sehr große Anzahl an Iterationen erfordert (z. B. Probit-Analysen), in denen mehrere Gleichungen simultan geschätzt werden (z. B. Nachfragesysteme) und die eine große Anzahl von Dummyvariablen enthalten (z. B. hedonische Preisanalysen), waren sehr zeitintensiv. Die Wahl eines niedrigeren Aggregationsniveaus in den Nachfragesystemen (z. B. Monats- oder Wochen- statt Jahresdaten) war aufgrund zu großer Datenmengen und Ansprüche an den Arbeitsspeicher nicht möglich. Diese Nachteile werden jedoch bei Weitem von den Vorteilen der hochgradig informativen Datensätze aufgewogen, die die Grundlage für reliable und signifikante Schätzergebnisse darstellen. Modellvergleiche lassen zudem stets eine hohe Robustheit der geschätzten Koeffizienten erkennen.

## 2.3 Angewandte Methoden

Die Details der methodischen Vorgehensweise werden in den einzelnen Forschungsbeiträgen beschrieben. Im Folgenden wird ein kurzer Überblick über die angewandten Methoden der Nachfrage- und Preisanalyse gegeben. In erster Linie wird die Entwicklung und Verfeinerung der Methodik im Verlauf der Forschungstätigkeit skizziert und der Zusammenhang zwischen den Artikeln verdeutlicht.

### Methodenfeld A – Nachfrageanalysen

Das Methodenfeld der Nachfrageanalysen umfasst die *Artikel 1 bis 6*. In den Nachfrageanalysen werden die Determinanten der Nachfragemenge bzw. des Ausgabenanteils für bestimmte (Bio-)Lebensmittel oder (Bio-)Lebensmittelgruppen identifiziert und die Stärke ihres Einflusses anhand von Elastizitäten quantifiziert. Als zentrale Einflussfaktoren werden neben Preisen und Einkommen soziodemografische Merkmale der Haushalte und habituelles bzw. gewohnheitsmäßiges Verhalten (vgl. KOESTER 2010: 26; KROEBER-RIEL, WEINBERG & GRÖPPEL-KLEIN 2011: 439 ff.) berücksichtigt.

Eingangs wurde die zunehmende Ausdifferenzierung des Biosortiments beschrieben. Die existierende Produktvielfalt im Biomarkt in Nachfrageanalysen zu erfassen, ist schwierig. Es besteht ein Trade-off zwischen der Berücksichtigung vieler einzelner, vergleichsweise homogener Produktgruppen und der Zahl an vorhandenen Beobachtungen für jede Produktgruppe. Um den Anteil der Nullbeobachtungen möglichst gering zu halten, wird in den Nachfrageanalysen neben der Bioeigenschaft stets (nur) ein weiteres, aus Verbrauchersicht bedeutsames, Produktmerkmal zur Differenzierung herangezogen. Im Fall von Milch (*Artikel 1 und 3*) wird zwischen Marken- und Handelsmarkenprodukten unterschieden, im Fall von Gemüse (*Artikel 4*) zwischen frischer und tiefgekühlter Ware. Bei Eiern (*Artikel 2*) findet die Haltungsform Berücksichtigung.

In einem ersten Ansatz wird die Nachfrage nach (Bio-)Milch mit Hilfe von **Einzelgleichungen** untersucht (*Artikel 1*). Dabei wird die Nachfragegleichung direkt spezifiziert, ohne explizit eine bestimmte Nutzenfunktion zu Grunde zu legen. Ein Vorteil dieses Ansatzes ist, dass für jedes der untersuchten Produkte ein eigener Verlauf der Nutzenfunktion angenommen werden kann (CAPPS & HAVLICEK 1987: 23). Darüber hinaus stellen Einzelgleichungen niedrigere Anforderungen an die Rechnerkapazität. So können hier Wochendaten untersucht und auch saisonale Verbrauchsmuster abgebildet werden. Allerdings werden bei der Schätzung von Einzelgleichungen implizit sehr restriktive Annahmen getroffen. Zum einen wird angenommen, dass der Einfluss jedes einzelnen Marktteilnehmers bzw. Haushalts auf den Marktpreis vernachlässigbar klein ist. Folglich kann der Marktpreis als exogen angesehen werden. Die Annahme erlaubt es, Nachfragefunktionen zu schätzen, ohne die zugehörige Angebotsfunktion zu spezifizieren. Zum anderen wird die Nachfrage(menge) des untersuchten Produktes als unabhängig bzw. separabel von der Nachfrage(menge) aller anderen Gütern betrachtet. Durch die Integration von Kreuzpreisen wird jedoch berücksichtigt, dass Preisänderungen bei substitutiven und komplementären Produkten zu Mengenänderungen des untersuchten Produktes führen können.

Eine wichtige methodische Weiterentwicklung stellt die Schätzung von **Nachfragesystemen** dar (*Artikel 2 bis 6*). Diese berücksichtigen auch die Interaktionsbeziehungen zwischen verschiedenen Produkten, die gemeinsam im Nachfragesystem untersucht werden. Das bedeutet, dass die oben angesprochene Annahme der Separabilität gelockert wird. Darüber hinaus wirkt sich in Nachfragesystemen die Budgetrestriktion begrenzend auf den Konsum aus, da nicht nur ein einzelnes Gut, sondern ein größerer Teil der Nachfrage, dem ein festes Budget zugewiesen werden kann, untersucht wird (DEATON & MUELLBAUER 2009: 61 ff.). Die Allokation dieses Budgets auf die untersuchten Produkte wird durch eine entsprechende Anzahl an Nachfragefunktionen modelliert. Die Nachfragefunktionen werden mit Hilfe der Methode der „Seemingly Unrelated Regressions“ (SUR) nach ZELLNER (1962) simultan geschätzt. Im Gegensatz zu Einzelgleichungen bezieht der SUR-Ansatz Korrelationen zwischen den Residuen der Gleichungen ein. Hohe Korrelationen sind wahrscheinlich, da nicht berücksichtigte Variablen wie Einstellungsmerkmale der Haushalte ihren Niederschlag in den Residuen finden. Die Eigenschaften der Nachfrage – die Additions-, Homogenitäts-, Symmetrie- und Negativitätseigenschaft (vgl. DEATON & MUELLBAUER 2009: 15 ff.) – werden in Nachfragesystemen durch entsprechende Restriktionen beachtet. Im Gegensatz zu Einzelgleichungen berücksichtigen Nachfragesysteme auch Aspekte der Dualitätstheorie. Aus einem dualen Optimierungsansatz, in dem nicht nur der Nutzen unter Einhaltung einer gegebenen Budgetbeschränkung maximiert, sondern auch die Ausgaben unter Beibehaltung eines gegebenen Nutzenniveaus minimiert werden, können HICKSSche komplementäre Preiselastizitäten der Nachfrage berechnet werden (vgl. DEATON & MUELLBAUER 2009: 37 ff.).

Zur Schätzung von Nachfragesystemen wendet die überwiegende Zahl der Studien inzwischen das von DEATON und MUELLBAUER (1980) entwickelte Almost Ideal Demand System (AIDS) bzw. lineare (LA/AIDS) oder erweiterte Formen (QU/AIDS; G/AIDS) des AIDS an (vgl. *Tabelle 2*, S. 12). Das AIDS-Modell vereint eine Vielzahl positiver Eigenschaften, die durch seine Begründer wie folgt beschrieben werden:

*„Our model, which we call the Almost Ideal Demand System (AIDS), gives an arbitrary first-order approximation to any demand system; it satisfies the axioms of choice exactly; it aggregates perfectly over consumers without invoking parallel linear Engel curves; it has a functional form which is consistent with known household-budget data; it is simple to estimate, largely avoiding the need for non-linear estimation; and it can be used to test the restrictions of homogeneity and symmetry through linear restrictions on fixed parameters“* (DEATON & MUELLBAUER 1980: 312).

Auch das AIDS-Modell geht von einem Kostenminimierungsansatz aus. Es wird das Minimum einer Kosten- bzw. Ausgabenfunktion gesucht, um ein bestimmtes Nutzenniveau bei gegebenen Preisen zu erreichen (DEATON & MUELLBAUER 1980). Durch Ableitung der Ausgabenfunktion nach den Preisen ergeben sich Nachfragefunktionen in Ausgabenanteilsform. In der Literatur wird angemerkt, dass die Anwendung von AIDS-Modellen bei Warengruppen mit geringem Ausgabenanteil schnell zu sehr elastischen Schätzwerten führen kann (GLASER & THOMPSON 2000; JONAS & ROOSEN 2008). Grund ist, dass bei der Berechnung der Elastizitäten der Ausgabenanteil im Nenner berücksichtigt wird (siehe

z. B. *Artikel 3, Formel 9*). Diese Eigenschaft der AIDS-Modelle sollte daher besonders bei Biolebensmitteln, die noch über vergleichsweise geringe Marktanteile verfügen, und in Modellen, in denen die Produktgruppen sehr disaggregiert betrachtet werden, beachtet werden.

*Artikel 2 bis 6* basieren in ihrem methodischen Ansatz auf einem solchen AIDS-Modell. Die formale Herleitung des Systems wird ausführlich bei DEATON und MUELLBAUER (1980) beschrieben. Das zu schätzende Gleichungssystem und die Interpretation der Koeffizienten werden in den entsprechenden Artikeln vorgestellt. Die Modelle arbeiten mit Jahresdaten, das heißt Einkaufsmengen und Ausgaben der Haushalte für die untersuchten Produkte werden über ein Jahr hinweg aggregiert, um den Anteil an Nullbeobachtungen zu reduzieren und die Datenmenge in einem für den Arbeitsspeicher handhabbaren Rahmen zu halten. In den Analysen werden verschiedene methodische Erweiterungen des AIDS-Modells vorgenommen. Diese resultieren sowohl aus Besonderheiten der untersuchten Produktgruppen als auch aus der Struktur und dem Informationsgehalt der Datengrundlage.

In *Artikel 3* wird ein AIDS-Modell mit linearem Preisindex (LA/AIDS) für die Nachfrage nach (Bio-)Milch geschätzt, das zusätzlich (i) den Einfluss von **soziodemografischen Variablen** auf die Nachfrage, (ii) **dynamische Aspekte** und **Gewohnheitsverhalten** sowie (iii) die durch eine **hohe Anzahl von Nullbeobachtungen** im Datensatz entstehenden Schätzprobleme berücksichtigt.

*Artikel 4* geht methodisch noch einen Schritt weiter. Für die sehr heterogene und von saisonalen Angebots- und Nachfrageschwankungen geprägte Warengruppe (Bio-)Gemüse werden **Qualitätsunterschiede** der Produkte und die **potentielle Endogenität von Preisen und Ausgaben** in alternativen Spezifikationen von LA/AIDS-Modellen untersucht.

In *Artikel 5* wird nicht die lineare Form, sondern ein „traditionelles“ AIDS-Modell geschätzt. MOSCHINI (1995) zeigt, dass der im LA/AIDS-Modell häufig verwendete, lineare Stone-Preisindex (vgl. z. B. *Artikel 3, Formel 2*) zu inkonsistenten Schätzergebnissen führen kann, da er nicht unabhängig vom Messniveau ist. So können Änderungen in der Maßeinheit eines untersuchten Produktes zu veränderten Schätzergebnissen führen. Das AIDS-Modell verwendet dagegen einen **nicht-linearen Translog-Preisindex**, der unabhängig vom Messniveau ist (vgl. DEATON & MUELLBAUER 1980).

In *Artikel 6* werden die im Laufe der Tätigkeit gewonnenen Erkenntnisse und Erfahrungen in Bezug auf Nachfrageanalysen zusammengeführt. Wie in den bisherigen Artikeln wird in *Artikel 6* eine **zweistufige Budgetallokation** zu Grunde gelegt. Im Unterschied zu den vorherigen Forschungsbeiträgen wird jedoch nicht nur die zweite, sondern es werden beide Stufen explizit modelliert. Im vorliegenden Fall wird angenommen, dass die untersuchten Haushalte in einem ersten Schritt über die Aufteilung ihres Budgets auf die übergeordneten Produktkategorien Lebensmittel, Nichtlebensmittel und Dienstleistungen entscheiden. Diese erste Entscheidungsstufe wird mit Hilfe eines **linearen Ausgabensystems** (Linear Expenditure System, **LES**) untersucht, in dem die Ausgaben für jede der untersuchten

Produktkategorien als eine lineare Funktion von Preisen und Gesamtausgaben modelliert werden. Das LES eignet sich aus mehreren Gesichtspunkten besonders zur Modellierung der ersten Entscheidungsstufe. Erstens werden auf der ersten Stufe hoch aggregierte Produktkategorien untersucht<sup>11</sup> (POLLAK & WALES 1992: 3). Zweitens erscheint die im LES getroffene Annahme, dass Haushalte zunächst die Mindestkonsummengen bzw. -ausgaben (Subsistenzausgaben) festlegen und das verbleibende Budget anschließend in einem festen Verhältnis auf die Produktkategorien aufteilen, für russische Haushalte ökonomisch plausibel (POLLAK & WALES 1992: 5). Drittens eignet sich das LES besonders, wenn die Daten nur eine geringe Preisvariation über die Haushalte aufweisen (POLLAK & WALES 1978: 349). Im vorliegenden Fall lagen für die erste Entscheidungsstufe keine Preisangaben vor, so dass nationale Preisindizes für die drei Produktkategorien herangezogen wurden.

Im zweiten Entscheidungsschritt findet dann die Budgetaufteilung innerhalb der Lebensmittelkategorie statt. Es werden 13 Lebensmittelgruppen mit Hilfe eines LA/AIDS-Modells analysiert. Ein entscheidender Vorteil der zweistufigen Schätzprozedur ist, dass durch die Verknüpfung der beiden Entscheidungsstufen **unkonditionale Preis- und Ausgabenelastizitäten** geschätzt werden können (vgl. EDGERTON 1997; THIELE 2008). Diese bilden nicht nur Wechselwirkungen zwischen den auf der zweiten Stufe berücksichtigten Produkt(grupp)en ab, sondern berücksichtigen auch den Einfluss von Preis- und Ausgabenänderungen in den übergeordneten Kategorien.

Im Vorfeld der Nachfrageanalysen werden in *Artikel 6* zusätzlich die Struktur entdeckenden Verfahren der **Faktoren- und Clusteranalyse** angewendet. Sie helfen, möglichst homogene Segmente der russischen Bevölkerung zu identifizieren. Die Kombination von Struktur prüfenden und Struktur entdeckenden Analysemethoden ist innovativ. Die Struktur entdeckenden Verfahren ermöglichen es, Konsumenten nicht nur anhand eines einzelnen Merkmals in Gruppen einzuteilen, sondern eine mehrdimensionale Klassifikation vorzunehmen. Wurden in bisherigen Studien einzelne soziodemografische Merkmale, das Einkommen oder Regionen als Klassifizierungskriterien herangezogen (z. B. HOCH et al. 1995; PARK et al. 1996; MORO & SCKOKAI 2000; NIU & WOHLGENANT 2012), erlaubt es die Clusteranalyse, Konsumentensegmente zu identifizieren, die sich in ihrem Nachfrageverhalten ähnlich sind. Mit Hilfe des Struktur prüfenden Verfahrens der Regressionsanalyse werden die gefundenen Konsumentensegmente dann anhand ihrer Preis- und Ausgabenelastizitäten charakterisiert.

Die skizzierte Entwicklung der in der Dissertation angewandten Forschungsmethoden der Nachfrageanalyse verdeutlicht, dass zunehmend komplexere Modelle geschätzt werden. Diese ermöglichen es, weniger restriktive Annahmen in Bezug auf Marktstruktur und Konsumentenverhalten zu treffen und somit die Validität der Ergebnisse und der aus den Modellen abgeleiteten Implikationen zu erhöhen.

---

<sup>11</sup> Das LES trifft die sehr restriktive Annahme der starken Separabilität. Es wird von additiven Nutzenfunktionen ausgegangen. Der Nutzen eines Produktes hängt nur von der Konsummenge dieses Produktes ab und wird durch den Konsum anderer Produkte nicht beeinflusst. Das bedeutet, dass zwischen den Gütern stets substitutive Beziehungen herrschen. Um die Auswirkungen dieser Annahme zu minimieren, wird empfohlen, die Produktkategorien bei der Schätzung möglichst weit zu fassen (FAN, WAILES & CRAMER 1995; HOFFMANN 2003: 47).

## Methodenfeld B – Preisanalysen

In den *Artikeln 7 bis 9* wird der Ansatz der **hedonischen Preisanalyse** angewendet. Die Analyse-methode wird als „hedonisch“ bezeichnet, da der Nutzen des Konsumenten aus einem differenzierten Produkt durch die Addition der Nutzen jeder einzelnen Produkteigenschaft abgeleitet wird (LANCASTER 1966; ROSEN 1974). Ziel ist es, den Einfluss von qualitativen und innovativen Produkteigenschaften auf den Produktpreis zu quantifizieren und den Einfluss der Bioeigenschaft mit den Preiseffekten anderer Qualitätseigenschaften zu vergleichen. Es werden reduzierte Formen eines simultanen Gleichgewichtsmodells, bestehend aus Angebots- und Nachfragefunktion sowie Gleichgewichtsbedingung, geschätzt und dabei Einflussfaktoren auf den erzielten Produktpreis identifiziert und quantifiziert. In den Nachfrageanalysen werden einzelne Produkte zu Warengruppen aggregiert, um die Anzahl an Nullbeobachtungen zu reduzieren und eine überschaubare Zahl an Produktgruppen zu erhalten. Im Gegensatz dazu werden in den Preisanalysen einzelne Produktkäufe analysiert und zahlreiche Qualitätseigenschaften wie Produktinhaltsstoffe, -herkunft, -verpackung, Innovationsmerkmale, Markennamen und Labels in den Modellen berücksichtigt. Die Berücksichtigung einer so umfangreichen Zahl an Produkteigenschaften unterscheidet die hier vorgestellten Preisanalysen von existierenden Studien.

In allen drei vorgestellten Beiträgen werden methodische Erweiterungen der hedonischen Analyse vorgenommen. In *Artikel 7* wird die Schätzung einer hedonischen Preisfunktion um eine Analyse der Erfolgsdeterminanten des Mengenabsatzes und der Verkaufserlöse der einzelnen Produkte ergänzt, die zusammen mit dem erzielten Produktpreis als Indikatoren des Innovationserfolgs herangezogen werden. Das **Gleichungssystem aus Preis-, Mengen- und Erlösgleichungen** erlaubt Schlussfolgerungen darüber, ob manche Bestimmungsgründe des Innovationserfolgs zwar zu einer Erhöhung der marginalen Zahlungsbereitschaft führen, dies aber möglicherweise nur für einen relativ kleinen Markt gilt. Die marginalen Effekte der Produktcharakteristika wären in diesem Fall in der hedonischen Preisfunktion positiv, in der Mengen- und Erlösfunktion aber möglicherweise negativ. Das Gleichungssystem der drei reduzierten Formen wird auch hier mit Hilfe der SUR-Methode geschätzt.

Die in den *Artikeln 8 und 9* gewählten Ansätze sind aus methodischer Sicht in drei Aspekten besonders attraktiv. Erstens wird in *Artikel 8* die empirische Analyse mit einer theoretischen, mikroökonomischen Analyse kombiniert. Zweitens wurde für die empirische Analyse zusätzliches Datenmaterial gesammelt, um **angebotsseitige Einflüsse** auf den Produktpreis so weit wie möglich abzubilden und ihren Einfluss bestmöglich von **nachfrageseitigen Determinanten**, das heißt von der Wertschätzung bzw. der Zahlungsbereitschaft der Verbraucher, abgrenzen zu können. Drittens wird geprüft, ob die untersuchten Produkteigenschaften einen **unterschiedlichen Preisaufschlag in verschiedenen Vertriebsformen des LEHs** erzielen. Da Discounter, Supermärkte, der Naturkosthandel und Direktvermarkter sehr unterschiedliche Preis- und Qualitätsstrategien verfolgen, erscheint die Annahme eines einheitlichen Preisaufschlags für eine Produkteigenschaft in allen Einkaufsstätten zu restriktiv.

### 3 Kurzfassung der Forschungsbeiträge

Im Folgenden werden die in dieser Dissertationsschrift enthaltenen Forschungsbeiträge kurz vorgestellt und die wichtigsten Ergebnisse aufgezeigt. Die chronologische Zusammenfassung der Artikel dokumentiert auch die kontinuierliche Weiterentwicklung und Verfeinerung der angewandten Forschungsmethodik und die Ausweitung der Forschungsinhalte im Verlauf der Promotion.

#### 3.1 Kurzfassung der Beiträge im Methodenfeld A – Nachfrageanalysen

*Tabelle 5* (S. 28) gibt einen ersten Überblick über die *Artikel 1 bis 6* aus dem Methodenfeld der Nachfrageanalysen. Es werden die Datengrundlage, die angewandten Methoden und die inhaltliche Ausrichtung der Beiträge zusammenfassend dargestellt. Datengrundlage und Methodik wurden bereits in den *Abschnitten 2.2 bzw. 2.3* erläutert.

*Artikel 1*, „*Determinanten der Nachfrage nach Biomilch in Deutschland: Eine ökonomische Analyse*“, identifiziert Käufercharakteristika und Determinanten der Nachfrage nach Biomilch. In einem mehrstufigen Schätzverfahren wird ermittelt, (a) welche Haushaltscharakteristika einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit haben, Biomilch zu kaufen, (b) welche Determinanten die nachgefragte Menge beeinflussen, (c) wie groß die Stärke des Einflusses ist und (d) ob sich die Preissensitivität der Verbraucher zwischen verschiedenen Haushaltsgruppen oder verschiedenen Einkaufsstätten unterscheidet. Bezüglich des soziodemografischen Profils der Käufer zeigen Probit-Analysen, dass die Wahrscheinlichkeit, Biomilch zu kaufen, mit steigendem Bildungsniveau und steigendem Einkommen wächst. Zudem ist sie höher, wenn kleine Kinder im Haushalt leben. Neben Preisen und Einkommen werden Bildung und Geschlecht der für den Lebensmitteleinkauf zuständigen Person sowie Gewohnheitsverhalten als wichtige Determinanten der Nachfrage nach Biomilch identifiziert.

Die Ergebnisse der Pro-Kopf-Nachfragegleichungen belegen, dass Milch preisunelastisch nachgefragt wird. Die Preiselastizität der Nachfrage nach Biomilch ist dabei mit einem Wert von  $-0,1$  absolut betrachtet deutlich niedriger als die Preiselastizität der Nachfrage nach konventioneller Milch mit einem Wert von  $-0,6$ . Bei Markenprodukten zeigen sich die Konsumenten sowohl im konventionellen als auch im ökologischen Marktsegment etwas preissensibler als bei Handelsmarken. Die nach Haushaltscharakteristika differenzierten Schätzungen ergeben, dass Alter, Haushaltsgröße und Einkommen bei Biomilch einen geringeren Einfluss auf die Preissensibilität der Verbraucher haben als bei konventionell erzeugter Milch. Die Milchnachfrage von älteren, größeren und einkommensschwächeren Haushalten ist dabei etwas preiselastischer als die Nachfrage von jüngeren, kleineren und reicheren Haushalten. Sowohl für Biomilch als auch für konventionell erzeugte Milch ist die Preiselastizität der Nachfrage in Discountern im Betrag höher als in anderen Formen des LEHs. Erwartungsgemäß reagieren Verbraucher im NKH nur schwach auf Preisänderungen.

Bei Artikel 2, „**Wie reagieren die Käufer von Biolebensmitteln auf Preisänderungen? Zur Bedeutung von Intensiv- und Gelegenheitskäufern**“, handelt es sich um einen Überblicksbeitrag, der in erster Linie dem Wissenstransfer in die Praxis dient. Es werden bis dato erzielte, eigene Forschungsergebnisse zu Käuferprofilen und Preiselastizitäten der Nachfrage in den drei Warengruppen (Bio-) Milch, (Bio-)Gemüse und (Bio-)Eier zusammengefasst und weitere, die Nachfrage beeinflussende Größen wie sozioökonomische Merkmale der Haushalte, Gewohnheitsverhalten oder die Erhältlichkeit der Produkte diskutiert. Die ermittelten Preiselastizitäten der Nachfrage nach den Bioprodukten liegen überwiegend im Bereich zwischen -0,4 und -1,0, und unterscheiden sich folglich weniger stark von den Preiselastizitäten konventioneller Lebensmittel, als es bisherige Studien vermuten lassen. Zudem zeigt sich, dass Biokäufer keine homogene Gruppe sind. Einer eher preisunelastischen Reaktion der Intensivkäufer steht eine elastischere Reaktion der Gelegenheitskäufer gegenüber.

In Artikel 3, „**The Organic Milk Market in Germany is Maturing: A Demand System Analysis of Organic and Conventional Fresh Milk Segmented by Consumer Groups**“, steht die Warengruppe Milch im Fokus. Auf der Basis eines Linear Approximated Almost Ideal Demand Systems (LA/AIDS) werden Nachfrageelastizitäten ermittelt. Zunächst gibt der Beitrag einen umfassenden Überblick über den Stand der Forschung in Bezug auf Preiselastizitäten der Nachfrage nach ökologischer und konventioneller Milch. Bisherige empirische Ergebnisse deuten auf eine äußerst preiselastische Nachfrage nach Biomilch hin. Einschränkend muss jedoch angeführt werden, dass die Mehrzahl der existierenden Studien den amerikanischen Markt untersucht und auf Daten basiert, die aus früheren Phasen des Biomarktes stammen. Aktuelle Studien und Studien für Deutschland fehlen.

Im Gegensatz zu diesen früheren Ergebnissen belegen die auf Grundlage der GfK-Haushaltspaneldaten geschätzten Preiselastizitäten eine deutlich unelastische Nachfrage sowohl für konventionelle als auch für Biomilch in Deutschland. Auf Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten basierende Berechnungen der Auswirkungen einer Preissteigerung einer Milchsorte auf den gesamten Milchmarkt zeigen, dass es sich um einen in seiner Größe äußerst stabilen Markt handelt, in dem marginale Preisänderungen einer Milchsorte nur einen äußerst geringen Einfluss auf den Gesamtmarkt haben.

Eine Unterscheidung zwischen verschiedenen Käufergruppen von Biomilch offenbart deutliche Unterschiede in der Preissensibilität. Die Nachfrage der Selten- und Gelegenheitskäufer ist dabei deutlich preiselastischer als die Nachfrage von überzeugten Bio-Vielkäufern. Da sich die Anteile dieser Gruppen an der Gesamtbevölkerung im Zuge von demografischem Wandel, steigendem Gesundheits- und Ernährungsbewusstsein und steigenden Einkommen voraussichtlich verschieben werden, ist es wichtig, dass Marktprognosen diese Unterschiede zwischen den Konsumentengruppen berücksichtigen.

Artikel 4, „**Qualitäts- und Endogenitätsaspekte in Nachfragesystemen: Eine vergleichende Schätzung von Preis- und Ausgabenelastizitäten der Nachfrage nach ökologischem und konventionellem Gemüse in Deutschland**“, ist vor allem aus methodischer Sicht ein elementarer Beitrag dieser Dissertation. Inhaltliches Ziel des Beitrags ist die Quantifizierung von Nachfrageelastizitäten für konventionelles und ökologisches Gemüse in Deutschland. Erstmals in der Nachfrageliteratur zu Gemüse werden durch Kombination der beiden GfK-Haushaltspanels *ConsumerScan* und *ConsumerScan FreshFood* (vgl. *Abschnitt 2.3*) frisches und tiefgekühltes Gemüse gemeinsam analysiert. Obwohl diese beiden Marktsegmente aus Verbrauchersicht nicht als unabhängig voneinander gelten können, wurden sie nach Kenntnisstand der Autorin noch nie gemeinsam untersucht. Methodisches Kernstück ist der Vergleich zwischen verschiedenen Schätzmodellen. Basierend auf einem LA/AIDS werden weitere Modelle geschätzt, die sowohl potentielle Preis- und Ausgabenendogenität als auch regionale, saisonale und qualitative Aspekte der Gemüsenachfrage berücksichtigen.

Es zeigt sich, dass sich die Schätzwerte der Elastizitäten vor allem bei Warengruppen mit einem geringen Ausgabenanteil zwischen den Modellen unterscheiden. Insofern erscheint es gerade für die Nachfrageanalyse bei Biolebensmitteln, deren Ausgabenanteil nach wie vor gering ist, sinnvoll, Modelle zu spezifizieren, die die oben genannten Aspekte explizit berücksichtigen. Die Ergebnisse zeigen eine unelastische Nachfrage nach konventionellem Gemüse ( $\epsilon = -0,9$ ) und eine leicht elastische Nachfrage nach Biofrischgemüse ( $\epsilon = -1,1$ ). Biotiefkühlgemüse wird deutlich preiselastischer nachgefragt ( $\epsilon = -2,0$ ). Erwartungsgemäß ist die Ausgabenelastizität für Bioprodukte größer als für die konventionellen Pendanten. Die Kreuzpreisbeziehungen sind asymmetrisch in der Form, dass die Nachfrage nach Biogemüse stärker auf Preisveränderungen bei konventionellem Gemüse reagiert als vice versa.

Bei Artikel 5, „**Wie preissensibel reagieren deutsche Verbraucher? Aktuelle Schätzungen von Preis- und Ausgabenelastizitäten auf der Basis von Haushaltspaneldaten**“, handelt es sich um einen vergleichsweise kurzen Posterbeitrag, hinter dem jedoch umfangreiche Analysen stehen. Der Beitrag quantifiziert Preis- und Ausgabenelastizitäten deutscher Privathaushalte nicht nur für eine einzelne Warengruppe, sondern für den gesamten Lebensmittelwarenkorb (zusammengefasst zu 13 Lebensmittelgruppen), und vergleicht die Elastizitätsschätzungen mit Werten aus der Literatur (GRINGS 1993; WILDNER 2001; HOFFMANN 2003; THIELE 2001, 2008). Während frühere Analysen auf Daten der amtlichen Statistik beruhen, werden hier Elastizitäten auf Grundlage von Haushaltspaneldaten ermittelt. Es wird ein nicht-lineares AIDS mit zwölf Gruppen konventioneller Lebensmittel und einer Gruppe für Biolebensmittel geschätzt.

Mit Ausnahme von Kaffee und Eiern ist die Nachfrage in allen Lebensmittelgruppen preisunelastisch. Die Eigenpreiselastizität von Biolebensmitteln liegt mit einem Wert von  $-0,7$  ebenfalls im unelastischen Bereich. Die Ausgabenelastizitäten zeigen, dass bei steigenden Lebensmittelausgaben der Haushalte die Ausgaben für Fleisch und Nahrungsmittel proportional, die Ausgaben für Kaffee und Bioprodukte überproportional und die Ausgaben der sonstigen Lebensmittelgruppen unterproportional ansteigen.

Für die Mehrzahl der untersuchten Lebensmittel decken sich die geschätzten Elastizitäten gut mit älteren Werten aus der Literatur. Kaffee wird jedoch deutlich preiselastischer nachgefragt, als es frühere Studien nahelegen. Dieser Unterschied kann auf die derzeitige hohe Angebotsfrequenz von Kaffee im Lebensmitteleinzelhandel zurückgeführt werden.

*Artikel 6, „Food Demand in Russia – Heterogeneous Consumer Segments over Time“*, unterscheidet sich thematisch von den vorherigen Beiträgen. Hier steht nicht der deutsche Biomarkt, sondern der russische Lebensmittelmarkt im Zentrum des Interesses. Auch für diesen Markt fehlen in der Literatur empirische Forschungsergebnisse zu Nachfrageelastizitäten, und es liegen nur wenige Informationen zu Veränderungen des Verbraucherverhaltens im Zuge des Transformationsprozesses vor. Der Beitrag liefert einen umfassenden Bestand an Preis-, Ausgaben- und Einkommenselastizitäten sowohl für die übergeordneten Produktkategorien Lebensmittel (zum häuslichen Verzehr), Außer-Haus-Verzehr, Kleidung, Wohnen/ Miete, Freizeitaktivitäten und Dienstleistungen als auch für 13 einzelne Lebensmittelgruppen. Grundlage der Analyse sind Daten einer jährlich durchgeführten Haushaltsbefragung für die Jahre 1995 bis 2010. Durch getrennte Schätzungen für drei Zeiträume (1995 bis 1998, 2001 bis 2003 und 2008 bis 2010) werden strukturelle Veränderungen im Zeitablauf abgebildet. Darüber hinaus werden Schätzwerte für fünf Konsumenten- bzw. Haushaltsgruppen ermittelt, die sich in einer Clusteranalyse im Vorfeld herauskristallisiert haben.

Die Ergebnisse unterstreichen, dass russische Haushalte nach wie vor einen großen Anteil ihres Budgets für Lebensmittel aufwenden. Die Ausgabenelastizitäten für Lebensmittel liegen nur knapp unter Eins und damit deutlich höher als in Industrieländern. Sie sinken im Zeitablauf und sind in wohlhabenderen Bevölkerungsclustern niedriger als in ärmeren Gruppen. Diese beiden Ergebnisse bzw. Entwicklungen bestätigen die Gültigkeit des ENGELschen Gesetzes auch für den russischen Markt. Steigende Ausgabenelastizitäten für den Außer-Haus-Verzehr, für Kleidung und Freizeitaktivitäten dokumentieren, dass sich die Ausgabenstruktur verschiebt und an westliche Konsummuster angleicht. Russische Konsumenten scheinen die Einkaufs- und Konsummöglichkeiten, die sich im Zuge des Transformationsprozesses auch im Lebensmittelmarkt entwickelt haben, immer stärker zu nutzen. Vor allem in städtischen Gebieten sind neue, große Supermärkte und Einkaufszentren entstanden, die eine große Vielfalt an Produkten anbieten.

Die Analysen einzelner Lebensmittelgruppen bestätigen BENNETTs Gesetz, das bei steigendem Wohlstand eine Verschiebung des Konsums von stärkehaltigen pflanzlichen Lebensmitteln hin zu hochwertigen, verarbeiteten und tierischen Produkten postuliert. Gleichzeitig wird deutlich, dass die russische Verbraucherschaft eine sehr heterogene Gruppe ist. Die Elastizitätsschätzungen für einzelne Cluster zeigen auf der einen Seite, dass die Gruppe der Konsumenten, die sich an westlichen Konsummustern orientiert und von den neuen Möglichkeiten Gebrauch macht, wächst. Auf der anderen Seite gibt es nach wie vor einen großen, vornehmlich in ländlichen Gebieten lebenden Bevölkerungsanteil, der traditionellen Konsummustern folgt und ein hohes Maß an Subsistenzproduktion und Lagerhaltung betreibt. Finanzielle Einschränkungen und die mangelnde Infrastruktur verhindern, dass auch diese Haushalte von dem Strukturwandel in der russischen Ernährungswirtschaft profitieren.

**Tabelle 5: Übersicht über Methoden und Fragestellungen der Forschungsbeiträge: Teil A – Nachfrageanalysen**

Nr.	Beitrag	Daten	Methodik	Inhaltliche Ausrichtung und Forschungsfragestellung
1	Schröck (2010) <i>Berichte über Landwirtschaft</i>	GfK-Haushaltspanel	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Probit-Regressionen</li> <li>- Einzelgleichungen</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Preis-, Kreuzpreis- und Einkommenselastizitäten der Nachfrage nach konventioneller und ökologischer Milch</li> <li>- Schätzungen für einzelne Konsumentengruppen (differenziert nach Alter und Einkommen) und Einkaufsstätten</li> <li>- Unterscheidung von Marken- und Handelsmarken</li> </ul>
2	Herrmann & Schröck (2011a) <i>Ernährungsumschau</i>	GfK-Haushaltspanel	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Probit-Regressionen</li> <li>- LA/AIDS-Modelle</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Überblicksbeitrag, Wissenstransfer in die Praxis</li> <li>- Zusammenfassung bisheriger Ergebnisse zu Preiselastizitäten der Nachfrage nach Biolebensmitteln</li> </ul>
3	Schröck (2012a) <i>Agribusiness</i>	GfK-Haushaltspanel	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Probit-Regressionen</li> <li>- LA/AIDS-Modelle</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Preis-, Kreuzpreis- und Ausgabenelastizitäten der Nachfrage nach konventioneller und ökologischer Milch</li> <li>- Schätzungen für einzelne Konsumentengruppen (differenziert nach der Kaufintensität von Biolebensmitteln)</li> <li>- Internationaler Vergleich der Preiselastizitäten</li> </ul>
4	Schröck (2013a) <i>German Journal of Agricultural Economics</i>	GfK-Haushaltspanel	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Probit-Regressionen</li> <li>- LA/AIDS-Modelle</li> <li>- Verschiedene Methoden der Berücksichtigung von Preis- und Ausgabenendogenität</li> <li>- Beurteilung und Vergleich der Schätzgüte von Nachfrageparametern anhand verschiedener Kriterien (Plausibilität, Signifikanz, Konfidenzintervalle, prozentuale Differenz der Schätzwerte)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Preis-, Kreuzpreis- und Ausgabenelastizitäten der Nachfrage nach konventionellem und ökologischem Gemüse</li> <li>- Unterscheidung von Frisch- und Tiefkühlgemüse</li> <li>- Berücksichtigung regionaler, saisonaler und qualitativer Aspekte der Gemüsenachfrage</li> </ul>
5	Schröck (2013b) <i>Schriften der GeWiSoLa e.V.</i>	GfK-Haushaltspanel	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Probit-Regressionen</li> <li>- AIDS-Modelle</li> <li>- Preiskorrektur: Verwendung von Preisen, die um Qualitätsaspekte korrigiert wurden</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Preis- und Ausgabenelastizitäten der Nachfrage nach dreizehn verschiedenen Lebensmittelgruppen</li> <li>- Vergleich mit früheren Schätzungen für Deutschland auf der Basis von Daten der amtlichen Statistik</li> </ul>
6	Staudigel & Schröck (2014) <i>Journal of Agricultural Economics</i> <i>(zur Veröffentlichung angenommen)</i>	RLMS Haushaltssurvey	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Probit-Regressionen</li> <li>- mehrstufige LES- und LA/AIDS-Modelle</li> <li>- Preiskorrektur: Verwendung von Preisen, die um Qualitätsaspekte korrigiert wurden</li> <li>- Faktorenanalyse: Hauptkomponentenanalyse</li> <li>- Hierarchische Clusteranalyse</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Ermittlung von Nachfrageparametern für den russischen Markt</li> <li>- Veränderung der Preis- und Ausgabenelastizitäten im Transformationsprozess</li> <li>- Schätzungen für einzelne Konsumentengruppen (differenziert nach Konsumgewohnheiten)</li> </ul>

Quelle: Eigene Darstellung.

### 3.2 Kurzfassung der Beiträge im Methodenfeld B – Preisanalysen

Tabelle 6 (S. 32) fasst die Datengrundlage, die angewandte Methodik und die inhaltliche Ausrichtung der Artikel 7 bis 9 aus dem Methodenfeld der Preisanalysen zusammen. Da Daten und Methoden bereits in den Abschnitten 2.2 und 2.3 vorgestellt wurden, liegt der Fokus im Folgenden auf den inhaltlichen Schwerpunkten.

In Artikel 7, „*Determinanten des Innovationserfolgs: Eine Analyse mit Scannerdaten für den deutschen Joghurtmarkt*“, wird mit dem Joghurtmarkt ein Markt untersucht, der sich im Gegensatz zum Biomarkt schon in der Phase der Marktreife befindet. Er ist weitgehend gesättigt und zeichnet sich durch ein hohes Maß an Produktdifferenzierung aus. Der Joghurtmarkt ist ein Beispiel für viele Märkte der Agrar- und Ernährungswirtschaft, die unter dem Einfluss eines durch Globalisierung und Marktliberalisierung zunehmenden Wettbewerbsdrucks versuchen, ihre Marktanteile zu stabilisieren. Produktinnovationen sind ein Weg, dieses Ziel zu erreichen. Anhand von Scannerdaten aus dem Handel werden die Bestimmungsgründe des Erfolgs von Produktinnovationen identifiziert. Innovationserfolg wird dabei gemessen als Umsatz, den ein neues Produkt im ersten Jahr nach der Einführung in einer definierten Zahl von Geschäften erzielt.

Multiple Regressionsanalysen zeigen, dass die Umsatzvariation zwischen 41 neuen Produkten zu mehr als 90 % mit Inhaltsstoffen und weiteren Produktcharakteristika, mit Eigenheiten der Vertriebswege, mit Innovationsmerkmalen und mit den Namen der Herstellerfirmen erklärt werden können. Interessanterweise ist es weniger der in hedonischen Analysen oft hervorgehobene Preisaufschlag durch die Produktdifferenzierung, der Innovationen besonders erfolgreich macht. Vielmehr erweist sich die Größe des erreichten Marktes als noch bedeutsamer für den Innovationserfolg. Absatzsteigernde Effekte der Innovationsmerkmale leisten einen größeren Beitrag zur Erhöhung des Umsatzes als preissteigernde Effekte. Die Analyse unterstreicht somit nicht nur die große Bedeutung von innovativen Produkteigenschaften, sondern auch die der Marktgröße für den Erfolg eines Produktes und das Fortbestehen eines Unternehmens in einem Marktsegment mit Anzeichen von Sättigung. Diese Erkenntnis wird langfristig auch für die Hersteller und Händler von Bioprodukten von Bedeutung sein, wenn das Wachstum des Biomarktes an Dynamik verliert und Sättigungseffekte eintreten.

Ausgangspunkt von *Artikel 8*, „**Unternehmerische Anreize zur Teilnahme an Labelling- und Qualitätssicherungsprogrammen auf heterogenen Lebensmittelmärkten**“, ist die politische Diskussion über die Notwendigkeit zu einer umfassenden staatlichen Neuregelung des Labellings im Zusammenhang mit Lebensmitteln (BMELV 2012b: 45; BAUHUS et al. 2012). Da die Wirkungen der Vielzahl von Labels noch unzureichend erforscht sind, ist eine zielgerichtete Ausgestaltung der politischen Rahmenbedingungen nur schwer möglich. Nach einem einführenden Überblick über die Ökonomik des Labellings wird erörtert, welche Anreize Labelling- und Qualitätssicherungsmaßnahmen von Seiten des Staates und unabhängiger Institutionen bieten und unter welchen Bedingungen eine Teilnahme an diesen Programmen wohlstandssteigernd für Unternehmen der Ernährungswirtschaft ist. Es folgt eine empirische Untersuchung der auf dem deutschen Käsemarkt existierenden Produktkennzeichnungen auf Basis der GfK-Haushaltspaneldaten.

Die Analyse zeigt, dass die Mehrzahl der bestehenden Labelling- und Qualitätssicherungsprogramme zu einem Preisaufschlag führt. Aus der theoretischen Analyse lässt sich ableiten, dass Preisaufschläge eine notwendige, aber noch keine hinreichende Bedingung für einen Wohlstandsgewinn der Unternehmen darstellen. Eine umfassende Beurteilung der Wohlfahrtseffekte für Unternehmen erfordert Informationen über die Grenzkosten der Programmteilnahme, die typischerweise nur dem Unternehmen selbst bekannt sind. Zusammen mit dem zunehmenden Marktanteil von Bioprodukten und einer steigenden Anzahl von Unternehmen am Markt deuten die ermittelten Preisaufschläge jedoch darauf hin, dass die mit der Bioproduktion verbundenen Qualitätssicherungs- und Labellinginitiativen den Wohlstand der teilnehmenden Unternehmen mehren. Die Grenzkosten der Programmteilnahme scheinen durch den Preisaufschlag überkompensiert zu werden, so dass die Produzentenrente steigt.

Darüber hinaus zeigt die Analyse, dass das Ausmaß des Preisaufschlags zwischen den Labels bzw. Programmen variiert und dort höher ist, wo die Grenzkosten der Programmteilnahme am höchsten sind. Es ergibt sich eine logische, an den zusätzlichen Produktionskosten orientierte Struktur der Preisaufschläge. Bioprodukte erzielen die höchsten Preisaufschläge, gefolgt von Markenprodukten und Auszeichnungen durch die Deutsche Landwirtschafts-Gesellschaft (DLG) und die Stiftung Warentest. Verbraucher scheinen folglich gut über die Unterschiede zwischen den Labels informiert zu sein, diskriminieren bei ihrer Zahlungsbereitschaft zwischen den Labels und haben eine vergleichsweise große Wertschätzung für das Biosiegel. Ein Marktversagen im Sinne AKERLOFs (1970) ist somit nicht erkennbar, und politische Eingriffe in eine etablierte Struktur von Qualitätssicherungs- und Labellinginitiativen sind kritisch zu hinterfragen.

Auch Artikel 9, „*Valuing Country of Origin and Organic Claim: A Hedonic Analysis of Cheese Purchases of German Households*“, untersucht den deutschen Käsemarkt, auf dem sich momentan eine Entwicklung hin zu mehr Produktdifferenzierung und einer höheren Bedeutung von Qualitätseigenschaften vollzieht. Auf der Basis der GfK-Daten wird mit hedonischen Preisanalysen untersucht, welche Faktoren die Preise von konventionell und ökologisch erzeugtem Käse beeinflussen. Wesentliche Beiträge der Studie liegen zum einen in der umfangreichen Berücksichtigung und Unterscheidung von angebotsseitigen und nachfrageseitigen Einflussgrößen. Durch die Erweiterung des Datensatzes um zusätzliche Informationen zu Milcherzeugerpreisen (für Kuh-, Schaf- und Ziegenmilch) und Produktlabels ist es möglich, eine Vielzahl von Anbieter-, Käufer- und Produktcharakteristika als Preiseterminanten zu berücksichtigen. Hierbei wird ein besonderes Augenmerk auf die Preiseffekte des Biosiegels und der Produktherkunft gelegt. Durch die Unterscheidung zwischen der alleinigen Angabe des Produktionslandes und einer geschützten geografischen Herkunftsangabe wird zwischen dem Einfluss einfacher und qualifizierter geografischer Herkunftsangaben differenziert. Da nicht von einem einheitlichen Anbieter- und Käuferverhalten in verschiedenen Vertriebsformen des LEHs ausgegangen werden kann, werden zum anderen einkaufsstättenspezifische Preisaufläge ermittelt.

Die Studie hat drei zentrale Ergebnisse. Erstens erzielen sowohl das Biosiegel als auch geografische Herkunftsangaben signifikante Preisaufläge am Markt. Dabei weist die Höhe der Preisaufläge wiederum eine klare Struktur auf: Länder mit langer Tradition in der Käserherstellung wie die Schweiz oder Frankreich erzielen die höchsten Preisaufläge (je nach Einkaufsstätte zwischen 23 und 43 %), gefolgt vom Biosiegel (zwischen 18 und 36 %) und geschützten geografischen Herkunftszeichen (zwischen 1 und 5 %). Zweitens zeigen die empirischen Ergebnisse, dass es essenzielle Unterschiede in der Höhe der Preisaufläge zwischen den Einkaufsstätten gibt. Sie sind in Discountgeschäften am geringsten und in Super- und Verbrauchermärkten am höchsten. In Spezialgeschäften wie Käsereifachgeschäften und im NKH sind Labels insgesamt von untergeordneter Bedeutung. Hier impliziert schon der Name der Einkaufsstätte („Bioladen“ bzw. „Naturkostgeschäft“) eine hohe Qualität. Drittens sind die auf dem deutschen Lebensmittelmarkt erzielten Preisaufläge von Produktkennzeichnungen im internationalen Vergleich niedrig. Französische oder U.S.-amerikanische Verbraucher scheinen bereit zu sein, höhere Preisaufläge für Produkte aus ökologischem Anbau bzw. mit geschützter geografischer Herkunftsangabe zu zahlen (vgl. *Tabelle 4*, S. 15).

**Tabelle 6: Übersicht über Methoden und Fragestellungen der Forschungsbeiträge: Teil B – Preisanalysen**

Nr.	Beitrag	Daten	Methodik	Inhaltliche Ausrichtung und Forschungsfragestellung
7	Herrmann & Schröck (2011b) <i>German Journal of Agricultural Economics</i>	Madakom Handelspanel	- Schätzung von Absatz-, Umsatz-, Umsatzanteils- und reduzierten Preisgleichungen mit Hilfe des SUR-Ansatzes	- Entwicklung einer Kenngröße zur Messung von Innovationserfolg bei Lebensmitteln - Identifikation der Determinanten des Innovationserfolgs und Quantifizierung ihres Einflusses
8	Herrmann & Schröck (2012) <i>Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, DIW Berlin</i>	GfK-Haushaltspanel	- Theoretische Überlegungen und Wohlfahrtanalyse - Hedonische Preisanalyse	- Theoretische Analyse der Anreize zur Teilnahme an Labelling- und Qualitätssicherungssystemen - Empirische Untersuchung der erzielten Preisaufläge durch verschiedene Labelling- und Qualitätssicherungssysteme - Diskussion der Notwendigkeit einer politischen Regulierung/ Vereinheitlichung der Produktkennzeichnung
9	Schröck (2014) <i>British Food Journal</i>	GfK-Haushaltspanel	- Hedonische Preisanalyse	- Ermittlung der Existenz und Höhe von Preisauflägen für das Herkunftsland, geschützte Herkunftszeichen und das Biosiegel am Beispiel von Käse - Vergleich der Preisaufläge für die Bioeigenschaft mit anderen Ländern und Produktgruppen - Abgrenzung des Einflusses der Grenzkosten der Produktion gegenüber dem Einfluss der Zahlungsbereitschaft der Verbraucher auf die erzielten Preisaufläge - Überprüfung, ob die durch Herkunftszeichen und Biosiegel erzielten Preisaufläge zwischen verschiedenen Vertriebstypen des LEHs differieren

*Quelle: Eigene Darstellung.*

## 4 Publikationen

Aufgrund der unterschiedlichen urheberrechtlichen Richtlinien der Verlage, enthält die Dissertation einige Beiträge in Originalformatierung der Zeitschriften und andere in einer eigenen Formatierung, die sich von der Originalpublikation unterscheidet.

### 4.1 Publikationen im Methodenfeld A – Nachfrageanalysen

#### Kernbeiträge der Dissertationsschrift

1. SCHRÖCK, R. (2010a): Determinanten der Nachfrage nach Biomilch in Deutschland: Eine ökonomische Analyse. *Berichte über Landwirtschaft* **88** (3), 470-501.
2. HERRMANN, R. und R. SCHRÖCK (2011a): Wie reagieren die Käufer von Biolebensmitteln auf Preisänderungen? Zur Bedeutung von Intensiv- und Gelegenheitskäufern. *Ernährungsumschau* **58** (11), 614-619.
3. SCHRÖCK, R. (2012a): The Organic Milk Market in Germany is Maturing: A Demand System Analysis of Organic and Conventional Fresh Milk Segmented by Consumer Groups. *Agribusiness – An International Journal* **28** (3), 274-292.
4. SCHRÖCK, R. (2013a): Qualitäts- und Endogenitätsaspekte in Nachfragesystemen: Eine vergleichende Schätzung von Preis- und Ausgabenelastizitäten der Nachfrage nach ökologischem und konventionellem Gemüse in Deutschland. *German Journal of Agricultural Economics* **62** (1), 18-38.
5. SCHRÖCK, R. (2013b): Wie preissensibel reagieren deutsche Verbraucher? Aktuelle Schätzungen von Preis- und Ausgabenelastizitäten auf der Basis von Haushaltspaneldaten. In: BAHRS, E., BECKER, T., BIRNER, R., BROCKMEIER, M., DABBERT, S., DOLUSCHITZ, R., GRETHE, H., LIPPERT, C. und E. THIELE (Hrsg.): Herausforderungen des globalen Wandels für Agrarentwicklung und Welternährung. Schriften der GeWiSoLa e.V., Bd. 48. Landwirtschaftsverlag Münster-Hiltrup, Münster, 455-458.
6. STAUDIGEL, M. und R. SCHRÖCK (2014): Food Demand in Russia – Heterogeneous Consumer Segments over Time. *Journal of Agricultural Economics* (zur Veröffentlichung angenommen).

### **Weitere Veröffentlichungen und Tagungsbeiträge**

- SCHRÖCK, R. (2010b): Determinants of the Demand for Organic and Conventional Fresh Milk in Germany – An Econometric Analysis. Beitrag auf der gemeinsamen Jahrestagung der EAAE und der AAEA, 15.-17. September 2010, München, Freising-Weihenstephan. URL: <http://ageconsearch.umn.edu/handle/116387> (21. August 2013).
- SCHRÖCK, R. (2011a): Unterscheiden sich die Haushaltsprofile von Biokäufern verschiedener Warengruppen? In: LEITHOLD, G., BECKER, K., BROCK, C., FISCHINGER, S., SPIEGEL, A.-K., SPORY, K., WILBOIS, K.-P. und U. WILLIGES (Hrsg.): Es geht ums Ganze: Forschen im Dialog von Wissenschaft und Praxis. Beiträge zur 11. Wissenschaftstagung Ökologischer Landbau, Justus-Liebig-Universität Gießen, 15.-18. März 2011, Bd. 2. Verlag Dr. Köster, Berlin, 296-299.
- SCHRÖCK, R. (2011b): A Demand System Analysis of Organic and Conventional Fresh Milk in Germany Segmented by Consumer Groups. Beitrag auf dem Kongress der EAAE, 30. August - 2. September 2011, Zürich, Schweiz. URL: <http://ageconsearch.umn.edu/handle/115995.pdf> (21. August 2013).
- SCHRÖCK, R. (2012b): Wie sensibel reagieren deutsche Verbraucher auf Preisänderungen bei Bio-Eiern? Eine Nachfrageanalyse mit Haushaltspanel-Daten. In: BALMANN, A., GLAUBEN, T., GRAUBNER, M., GRINGS, M., HIRSCHAUER, N., SCHAFT, F. und P. WAGNER (Hrsg.): Unternehmerische Landwirtschaft zwischen Marktanforderungen und gesellschaftlichen Erwartungen. Schriften der GeWiSoLa e.V., Bd. 47. Landwirtschaftsverlag Münster-Hiltrup, Münster, 49-62.
- SCHRÖCK, R. (2013c): Analyse der Preiselastizitäten der Nachfrage nach Biolebensmitteln unter Berücksichtigung nicht direkt preisrelevanten Verhaltens der Verbraucher. Schlussbericht des Forschungsprojekts FKZ 2808OE148 des Bundesprogramms Ökologischer Landbau und andere Formen nachhaltiger Landwirtschaft. URL: <http://orgprints.org/22414> (21. August 2013).

Artikel 1

**Determinanten der Nachfrage nach Biomilch in Deutschland:  
Eine ökonometrische Analyse**

Rebecca Schröck

Erschienen in:  
Berichte über Landwirtschaft 88 (3), 2010, S. 470-501  
(*Kohlhammer Verlag, Stuttgart*).

## **Determinanten der Nachfrage nach Biomilch in Deutschland**

### **Eine ökonometrische Analyse**

Von REBECCA SCHRÖCK, Giessen

#### **1 Einleitung**

Das Interesse an Bioprodukten ist in den vergangenen Jahren bedingt durch Medienberichte über verdorbene, verunreinigte und pestizidbelastete Lebensmittel, die Diskussion über gentechnisch veränderte Lebensmittel und ein gestiegenes Gesundheits- und Ernährungsbewusstsein merklich gewachsen. Deutsche Verbraucher sind im europäischen Vergleich am stärksten besorgt über Gesundheitsrisiken von Lebensmitteln (28). Deutschland ist mit 5,85 Mrd. € Umsatz der größte Markt für Biolebensmittel in Europa. Dass die Pro-Kopf-Ausgaben für Biolebensmittel und der Biomarktanteil am gesamten Lebensmittelmarkt in Nachbarländern wie Österreich, der Schweiz und Dänemark zum Teil deutlich höher ausfallen, offenbart weiteres Wachstumspotenzial für den Biomarkt (6, S. 22 f.).

Vor diesem Hintergrund ist auch das wissenschaftliche Interesse am Markt für Biolebensmittel gewachsen. Die Erkenntnisse zu Angebot, Nachfrage, Preisbildung und Vermarktung auf den Märkten für Biolebensmittel nehmen zu. Mit Studien aus dem Bereich der demoskopischen Marktforschung wächst die Kenntnis von Bestimmungsgründen der Kaufentscheidungen von Verbrauchern. Insbesondere mit Befragungsstudien werden dabei Gründe für den Kauf von Biolebensmitteln und die Zahlungsbereitschaft für ökologisch erzeugte Produkte ermittelt. Da das in Befragungen angegebene Kaufverhalten sich jedoch nicht immer mit dem realisierten Kaufverhalten deckt, ist es wichtig, Verbraucher nicht nur zu befragen, sondern auch ihr tatsächliches Einkaufsverhalten zu beobachten (44, S. 1 f.). Nur wenige Studien haben bislang die Nachfrage nach Biolebensmitteln auf Basis tatsächlicher Kaufdaten analysiert und Preis- und Einkommenselastizitäten geschätzt. Dieses Defizit beim Stand der Forschung zu Biolebensmitteln in Deutschland ist der Ansatzpunkt der hier vorgestellten Studie.

Ein Grund für das Fehlen solcher ökonometrischer Analysen liegt in der mangelnden Verfügbarkeit entsprechender Scannerdaten. Eine zunehmende Verbreitung von Bioprodukten, speziell von Biomilch, im klassischen Lebensmitteleinzelhandel (LEH) und eine verbesserte Methodik der Produkterfassung in Haushaltspanels ermöglichen nun auch eine quantitative, auf Kaufdaten basierende Nachfrageanalyse für Biomilch. Die Studie untersucht drei zentrale Fragestellungen:

- Welche Faktoren beeinflussen die Wahrscheinlichkeit, dass ein Haushalt Biomilch kauft?
- Wenn ein Haushalt Biomilch kauft, welche Faktoren beeinflussen die nachgefragte Biomilchmenge?
- Wie groß ist die Preissensibilität der Verbraucher in Bezug auf konventionelle Milch und Biomilch? Unterscheidet sich die Preissensibilität in Abhängigkeit verschiedener Haushaltscharakteristika oder zwischen verschiedenen Einkaufsstätten?

Die Ergebnisse bisheriger Studien bezüglich der soziodemografischen Merkmale von „typischen Biokäufern“ sind sehr heterogen, teilweise sogar widersprüchlich. Die erstellten Konsumentenprofile von Biokäufern unterscheiden sich sowohl nach Zeitpunkt und

Ort der Untersuchung als auch nach Untersuchungsmethode und Warengruppe. Weitgehende Einigkeit herrscht in der Literatur nur über einen positiven Einfluss der Einkommenshöhe auf die Nachfrage nach Bioprodukten (z. B. 19; 27; 37; 43). Die Schätzungen der vorliegenden Arbeit untersuchen, welchen Einfluss soziodemografische Merkmale wie Einkommen, Alter, Bildungsstand oder Haushaltsgröße speziell auf die Nachfrage nach Biomilch haben.

Zu den Determinanten der Nachfragemenge und der Preiselastizität der Nachfrage nach Bioprodukten existieren in der Literatur bislang nur wenige Studienergebnisse, die zum Vergleich herangezogen werden können. Diese kommen in der Mehrzahl zu dem Ergebnis, dass Biolebensmittel preiselastischer nachgefragt werden als ihre Pendanten aus konventioneller Erzeugung (18; 27; 31; 47). Die vorliegende Arbeit wird prüfen, ob dieses Ergebnis auch für die Nachfrage nach Milch und Biomilch in Deutschland zutrifft, das heißt, ob die Preissensibilität der Verbraucher bei Biomilch größer ist als bei konventioneller Milch.

Die Analyse der Forschungsfragen des Artikels ist nicht nur für Agrar- und Wirtschaftswissenschaftler von Interesse. Die steigende Popularität und der wachsende Markt von Biolebensmitteln eröffnen Landwirten, der Lebensmittelindustrie, Einzelhändlern, Unternehmensberatern und auch politischen Entscheidungsträgern neue Möglichkeiten und Handlungsspielräume. Der Markt für Biolebensmittel und speziell für Biomilch bietet Chancen, birgt aber auch Risiken: Die Wirtschaftskrise, die Klimadiskussion, die zunehmende Konzentration und „Nachfragemacht“ des Einzelhandels und die Faktorkonkurrenz mit der Bioenergieproduktion fordern von Biomilcherzeugern und -verarbeitern ein besonnenes Vorgehen im Hinblick auf Produktionsentscheidungen und Vermarktungsstrategien. Die in der vorliegenden Arbeit vorgenommene Analyse der Determinanten der Nachfrage nach Biomilch soll es ermöglichen, das Angebot von Biomilch stärker an den Erfordernissen des Marktes auszurichten. Dies ist nötig, soll den genannten Herausforderungen adäquat begegnet werden.

Der Artikel gliedert sich wie folgt: Als Grundlage für die weiterführenden Analysen wird in Kapitel 2 der deutsche Markt für Biomilch anhand einiger Kennzahlen charakterisiert und ein Literaturüberblick über quantitative Analysen des Marktes für Biolebensmittel gegeben. Kapitel 3 stellt den theoretischen Hintergrund und das methodische Vorgehen der Arbeit vor. In Kapitel 4 wird die Datengrundlage näher erläutert, bevor in Kapitel 5 die Schätzergebnisse präsentiert werden. In Kapitel 6 werden Schlussfolgerungen aus den Ergebnissen gezogen und mögliche Instrumente zur Wachstumsförderung des Biomilchmarktes diskutiert.

## 2 Marktanalyse bei Biomilch

### 2.1 Der deutsche Markt für Biomilch in Zahlen

Der Markt für Biolebensmittel in Deutschland konnte in den vergangenen Jahren zumeist zweistellige Wachstumsraten verzeichnen (21). Im Jahr 2009 ist der Umsatz mit Bioprodukten laut Zahlen der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK) erstmals nicht gestiegen, sondern stagnierte bedingt durch die Kaufzurückhaltung der Verbraucher infolge der Wirtschaftskrise auf einem Niveau von 5,85 Mrd. € (6, S. 20). Da die Verbraucher 2009 für Lebensmittel insgesamt rund 2,4 % weniger ausgaben, stieg der Bioanteil auf Einzelhandelsebene trotz stagnierender Verbraucherausgaben leicht auf 3,4 % (6, S. 12).

Die vorliegende Analyse konzentriert sich auf das Produkt Frischmilch bzw. Biofrischmilch. Frischmilch ist, in Abgrenzung zur länger haltbaren und hoch erhitzten H-Milch, kühlungsbedürftige Kuhmilch. H-Milch, die immerhin zwei Drittel des gesamten Trinkmilchmarktes ausmacht (35), ist nicht in die Analyse einbezogen. Unter die Kategorie

Ort der Untersuchung als auch nach Untersuchungsmethode und Warengruppe. Weitgehende Einigkeit herrscht in der Literatur nur über einen positiven Einfluss der Einkommenshöhe auf die Nachfrage nach Bioprodukten (z. B. 19; 27; 37; 43). Die Schätzungen der vorliegenden Arbeit untersuchen, welchen Einfluss soziodemografische Merkmale wie Einkommen, Alter, Bildungsstand oder Haushaltsgröße speziell auf die Nachfrage nach Biomilch haben.

Zu den Determinanten der Nachfragemenge und der Preiselastizität der Nachfrage nach Bioprodukten existieren in der Literatur bislang nur wenige Studienergebnisse, die zum Vergleich herangezogen werden können. Diese kommen in der Mehrzahl zu dem Ergebnis, dass Biolebensmittel preiselastischer nachgefragt werden als ihre Pendanten aus konventioneller Erzeugung (18; 27; 31; 47). Die vorliegende Arbeit wird prüfen, ob dieses Ergebnis auch für die Nachfrage nach Milch und Biomilch in Deutschland zutrifft, das heißt, ob die Preissensibilität der Verbraucher bei Biomilch größer ist als bei konventioneller Milch.

Die Analyse der Forschungsfragen des Artikels ist nicht nur für Agrar- und Wirtschaftswissenschaftler von Interesse. Die steigende Popularität und der wachsende Markt von Biolebensmitteln eröffnen Landwirten, der Lebensmittelindustrie, Einzelhändlern, Unternehmensberatern und auch politischen Entscheidungsträgern neue Möglichkeiten und Handlungsspielräume. Der Markt für Biolebensmittel und speziell für Biomilch bietet Chancen, birgt aber auch Risiken: Die Wirtschaftskrise, die Klimadiskussion, die zunehmende Konzentration und „Nachfragemacht“ des Einzelhandels und die Faktorkonkurrenz mit der Bioenergieproduktion fordern von Biomilcherzeugern und -verarbeitern ein besonnenes Vorgehen im Hinblick auf Produktionsentscheidungen und Vermarktungsstrategien. Die in der vorliegenden Arbeit vorgenommene Analyse der Determinanten der Nachfrage nach Biomilch soll es ermöglichen, das Angebot von Biomilch stärker an den Erfordernissen des Marktes auszurichten. Dies ist nötig, soll den genannten Herausforderungen adäquat begegnet werden.

Der Artikel gliedert sich wie folgt: Als Grundlage für die weiterführenden Analysen wird in Kapitel 2 der deutsche Markt für Biomilch anhand einiger Kennzahlen charakterisiert und ein Literaturüberblick über quantitative Analysen des Marktes für Biolebensmittel gegeben. Kapitel 3 stellt den theoretischen Hintergrund und das methodische Vorgehen der Arbeit vor. In Kapitel 4 wird die Datengrundlage näher erläutert, bevor in Kapitel 5 die Schätzergebnisse präsentiert werden. In Kapitel 6 werden Schlussfolgerungen aus den Ergebnissen gezogen und mögliche Instrumente zur Wachstumsförderung des Biomilchmarktes diskutiert.

## 2 Marktanalyse bei Biomilch

### 2.1 Der deutsche Markt für Biomilch in Zahlen

Der Markt für Biolebensmittel in Deutschland konnte in den vergangenen Jahren zumeist zweistellige Wachstumsraten verzeichnen (21). Im Jahr 2009 ist der Umsatz mit Bioprodukten laut Zahlen der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK) erstmals nicht gestiegen, sondern stagnierte bedingt durch die Kaufzurückhaltung der Verbraucher infolge der Wirtschaftskrise auf einem Niveau von 5,85 Mrd. € (6, S. 20). Da die Verbraucher 2009 für Lebensmittel insgesamt rund 2,4 % weniger ausgaben, stieg der Bioanteil auf Einzelhandelsebene trotz stagnierender Verbraucherausgaben leicht auf 3,4 % (6, S. 12).

Die vorliegende Analyse konzentriert sich auf das Produkt Frischmilch bzw. Biofrischmilch. Frischmilch ist, in Abgrenzung zur länger haltbaren und hoch erhitzten H-Milch, kühlungsbedürftige Kuhmilch. H-Milch, die immerhin zwei Drittel des gesamten Trinkmilchmarktes ausmacht (35), ist nicht in die Analyse einbezogen. Unter die Kategorie

„Frischmilch“ fällt auch die länger haltbare, aber ebenfalls kühlungsbedürftige ESL- (Extended Shelf Life) Milch.

Milch ist in vieler Hinsicht ein besonderes Produkt. Auf der einen Seite handelt es sich bei konventioneller Milch um ein Standardprodukt mit hoher Preiskennntnis der Verbraucher (15, S. 32). Milch und Milchprodukte werden als Güter des täglichen Bedarfs im Allgemeinen zu den sogenannten Low-Involvement-Gütern gezählt (46). Ihnen wird beim Kauf durch den Verbraucher keine besondere Aufmerksamkeit zuteil. Auf der anderen Seite ist Milch ein vom Verbraucher hoch geschätztes Gut: Milch gilt als gesund. Sie ist ein wichtiger Calciumlieferant und ist als Getränk (pur, mit Kakao, in den Kaffee etc.) sowie zum Kochen und Backen vielseitig verwendbar. Charakteristisch für den Trinkmilchmarkt ist außerdem eine ausgeprägte Homogenität der Produkte. Die qualitativen Unterschiede zwischen den verschiedenen Produktangeboten sind aus objektiver Sicht nur minimal (18, S. 6).

Biomilch kann das positive Image der Produktgruppe Milch mit dem positiven Image von Bioprodukten kombinieren. Zu beachten ist, dass Bioprodukte Vertrauensgüter sind. Ohne eine entsprechende Kennzeichnung des Produktes können Verbraucher nicht ohne Weiteres erkennen, ob es sich um ein Bioprodukt handelt oder nicht (16).

Der Biotrend im Frischmilchsegment gewinnt europaweit an Bedeutung. Im europäischen Vergleich ist Deutschland mit einer Produktionsmenge von rund 461 Mio. kg Biomilch im Jahr 2008 zwar Spitzenreiter, der Bioanteil an der Milchproduktion ist mit 1,7 % jedoch sehr niedrig (6, S. 15). Das heimische Angebot wird ergänzt um Biomilch aus Österreich und Dänemark, wo der Biomilchanteil auf der Angebotsseite mit 15,7 % bzw. 9,4 % weitaus größer ist (2; 51, S. 47). Da die Umstellung von Milchbetrieben auch in Deutschland sukzessive greift, war Biomilch 2009 erstmals nicht mehr knapp. Eigenproduktion und Importe zusammen konnten die Nachfrage decken (6, S. 15).

Der Gesamtumsatz mit Biotrinkmilch wird gemäß einer Auswertung des Nielsen-Haushaltspanels für das Jahr 2008 auf 151 Mio. € beziffert (1). Frischmilch ist innerhalb der Gruppe der Biomolkereiprodukte vor Käse und Joghurt das mit Abstand umsatzstärkste Segment. Der Absatz-(Umsatz-)anteil von Bioware an der im deutschen Lebensmitteleinzelhandel (inkl. Drogeriemärkte, ohne Naturkosthandel und Direktvermarkter) verkauften Frischmilch belief sich 2008 auf 10,7 % (13,9 %). Im Vergleich zu Frischmilch kann sich ökologisch erzeugte H-Milch bislang weniger stark behaupten. Hier lag der Absatz- bzw. Umsatzanteil bei nur 1,0 % bzw. 1,8 % (5, S. 19).

Bei der Darstellung der Entwicklung von Biomilch im Einzelhandel werden im Folgenden drei wesentliche Trends aufgezeigt und genauer erläutert:

- die Distributionsausweitung,
- der wachsende Anteil von Biohandelsmarken und
- eine veränderte Platzierung von Bioprodukten am „Point of Sale“.

Die zunehmende Erhältlichkeit von Bioprodukten in allen Formen des LEHs gilt allgemein als der wichtigste Wachstumsmotor für Bioprodukte in den letzten Jahren (19, S. 13; 12, S. 38; 50, S. 27). Während Bioprodukte in anderen Warengruppen noch zum Profilierungssortiment des LEHs zählen, gehört Biomilch in den Vollsortimentern und auch in Discountern inzwischen zum Standardsortiment. Vor allem den Discountern wird eine entscheidende Rolle bei der Distributionsausweitung von Bioprodukten insgesamt und besonders von Biomilch zugeschrieben (3, S. 19). In Tabelle 1 sind die Einführungszeitpunkte von Biofrischmilch in den größten deutschen Discountern aufgelistet. Schon während der BSE-Krise, also Ende des Jahres 2001, ist der Discounter *Norma* in den Biofrischmilchmarkt eingestiegen. Der erste Discounter, der Biohandelsmarkenmilch einlistete, war im April 2002 der Discounter *Plus* mit der Eigenmarke „*BioBio*“. Die anderen Discounter folgten sukzessive, wobei *Aldi* und *Penny* den Markt zunächst nur beobachteten und Biomilch erst vergleichsweise spät ins Sortiment aufnahmen.

Tabelle 1. Einführungszeitpunkte von Biomilch in den Discountern

Handelsunternehmen	Name der Handelsmarke	Einführungszeitpunkt
Plus	„BioBio“	April 2002
Netto Süd	bei Einführung: Markenmilch „Die Öko Bauern“; heute: Handelsmarke „BioBio“	vor 2004 <sup>a)</sup>
Norma	bei Einführung: Markenmilch „Die Öko Bauern“; heute: Handelsmarke „Bio Sonne“	4. Quartal 2001
Lidl	„Bioness“	Juni 2004
Aldi Süd	„Bio“	Mai 2006
Aldi Nord	„Prima Bio“	
Penny	„Naturgut“	Januar 2007

<sup>a)</sup> Genaues Einführungsdatum konnte nicht ermittelt werden.

Quelle: Eigene Darstellung

Bei Biofrischmilch spielen die Discounter mit einem Absatzanteil von 27,4 % in 2007 bislang noch eine geringere Rolle als bei konventioneller Frischmilch, bei der der Discountanteil rund 55 % beträgt (21, S. 77; 34). Da H-Milch in Bio-Qualität bislang noch kaum im Discount gelistet ist, beträgt hier der Anteil der über diesen Geschäftstyp verkauften Bio-H-Milch lediglich rund 1,5 % (21, S. 77). Ein wichtiger, wenn auch an Bedeutung verlierender, Absatzkanal für Bioprodukte ist nach wie vor der Naturkosthandel. Die Mengenanteile des Naturkosthandels lagen 2007 für Frischmilch bei 26,0 %, für H-Milch bei 23,3 % (21, S. 81).

Ein Fokus der vorgestellten Untersuchung liegt auf der Unterscheidung zwischen Handels- und Herstellermarken, sowohl im konventionellen als auch im Biomilch-Markt. Bereits 2006 belief sich der Handelsmarkenanteil von Biomilch auf über 75 % und weist damit inzwischen eine ähnliche Größenordnung wie bei konventioneller Milch auf (20, S. 65). Etablierte Herstellermarken gibt es bei Biofrischmilch und in anderen Bioproduktkategorien nur wenige (15, S. 30). Nicht nur die Discounter, sondern auch die Mehrzahl der Vollsortimenter, bieten in Bioqualität inzwischen oft ausschließlich ihre eigenen Handelsmarken an (21, S. 78). Bei Biohandelsmarken dominieren die Sortimentsmarken, das heißt, das gesamte Biosortiment des Einzelhändlers wird unter einer einheitlichen Marke zusammengefasst (22, S. 18 ff.). Neuerdings tragen Biohandelsmarken zudem häufig den Namen des Einzelhandelsunternehmens im Markennamen (z. B. *Rewe Bio*, *Edeka Bio*, *Real Bio* etc.). Diese Umbenennung bietet dem Handel gleich mehrere Vorteile: Zum einen werden die Eigenmarken des Handels aufgewertet und die Einzelhändler sichern sich die bei Bioprodukten höheren Spannen. Zum anderen nutzt der LEH das Sortiment gezielt für die Kundenkommunikation in Sachen Nachhaltigkeit und unterstreicht sein Umweltbewusstsein (49).

Bioprodukte sind keine Nischenprodukte mehr. Sie sprechen nicht mehr nur kleine Käufersegmente an, sondern stellen für eine Vielzahl der Kunden im LEH eine qualitative Alternative zu konventioneller Ware dar. Infolge dieser Entwicklung werden Bioprodukte im LEH zumeist nicht länger im Block, sondern innerhalb der Warengruppen neben den entsprechenden konventionellen Produkten platziert (Sortimentseinstreuung).

2.2 Stand der Forschung

Bislang dominieren in der Literatur zum Markt für Biolebensmittel Arbeiten aus der demoskopischen Marktforschung, die die Bestimmungsgründe der Kaufentscheidung von Verbrauchern bei Biolebensmitteln untersuchen (z. B. 41; 43). Diese Studien beleuchten mehrheitlich auch den Zusammenhang zwischen der Nachfrage und soziodemografischen Merkmalen (z. B. 8; 45). Doch weder die Methodik noch die Ergebnisse verschiedener Studien zur Typisierung von Biokäufern anhand soziodemografischer Merkmale sind einheitlich. Untersuchungsgegenstand sind zumeist nicht die Nachfragemenge oder Ausgabenanteile, wie in quantitativen Studien, sondern unterschiedliche abhängige Variablen wie die „Wahrscheinlichkeit des Kaufs von Bioprodukten“, die „Affinität zu Bioprodukten“, die „Zahlungsbereitschaft für Bioprodukte“ oder die „Wahrnehmung von Bioprodukten“. Dies erschwert die Vergleichbarkeit der Studien. Tabelle 2 versucht, trotz der unterschiedlichen Methodik, einen Überblick über verschiedene Studien zu geben und deren Ergebnisse vergleichend darzustellen.

Tabelle 2. Literaturüberblick: Soziodemografische Merkmale als Einflussfaktoren auf die Nachfrage nach Milch, Biomilch bzw. Bioprodukten

Studie	Untersuchungsgegenstand	Haushaltsgröße und Kinder	Einkommen	Alter	Bildung	Sonstiges
THOMPSON (43, S. 1113 ff.)	Bioprodukte	k. E.	sehr niedriges Einkommen: ↑ sehr hohes Einkommen: ↑	k. E.	k. E.	---
HILL; LYNCH-HAUN (25, S. 530 ff.)	Biomilch	Geburt eines Babys ↑	---	---	---	---
GOESSLER et al. (19)	Frische Bioprodukte	Kinder: k. E.	↑	---	LEH: - NKH: ↑	Städter: ↑
	Biomilch	Kinder: ↑				
HUGHNER et al. (26, S. 96 ff.)	Bioprodukte	Kinder ↑	---	↑	---	Frauen: ↑
PLASSMANN; HAMM (37)	Zahlungsbereitschaft für Bioprodukte	Haushaltsgröße: k. E.	↑	k. E.	k. E.	Berufstätige: ↑ Frauen: ↓
JONAS; ROOSEN (27)	Biomilch	Kinder ↓	↑	↑	---	Arbeiter: ↓
MONIER et al. (36)	Biomilch, Bio-Eier	Haushaltsgröße: k. E.	k. E.	k. E.	↑	---

Die Pfeile geben die Richtung des Einflusses auf die Nachfragemenge oder auf die Kaufwahrscheinlichkeit von Bioprodukten oder Biomilch in Abhängigkeit verschiedener soziodemografischer Merkmale an.

k. E. kein signifikanter Einfluss bzw. keine eindeutigen Ergebnisse;

--- Einfluss dieser Variablen wurde nicht untersucht;

LEH Lebensmitteleinzelhandel;

NKH Naturkosthandel;

Quelle: Eigene Darstellung

Die Studien zu soziodemografischen Merkmalen von Biokäufern kommen zu unterschiedlichen, teilweise widersprüchlichen Ergebnissen. Die erstellten Konsumentenprofile unterscheiden sich nicht nur nach Zeitpunkt, Ort der Untersuchung und Untersuchungsmethode. Es gibt auch Hinweise, dass die Profile der Biokunden zwischen verschiedenen Warengruppen differieren. Der Literaturvergleich in Tabelle 2 deutet darauf hin, dass die Haushaltsgröße keinen Einfluss auf die Entscheidung für oder gegen Bioprodukte hat. Der Einfluss von Kindern wird kontrovers diskutiert. Biomilch scheint vor allem in Fami-

lien mit kleinen Kindern eine überdurchschnittliche Bedeutung zuzukommen. Von einem steigenden Einkommen ist nach bisherigen Studienergebnissen ein positiver Einfluss auf die Nachfrage nach Bioprodukten zu erwarten. Einzig Monier et al. (36) konnten keinen signifikanten Einfluss des Einkommens auf die Nachfrage nach Biolebensmitteln feststellen. Auch von steigendem Alter und Bildungsniveau der den Haushalt führenden Person scheinen tendenziell positive Impulse auszugehen.

Da in der Literatur größere Haushalte mit höherem Einkommen in höherem Alter als die zentralen Kunden von konventioneller Markenmilch identifiziert wurden, könnte man vermuten, dass Biomilch und konventionelle Markenmilch um die gleichen Konsumentengruppen konkurrieren (27; S. 203).

Ökonometrische Analysen, mit denen Preiselastizitäten der Nachfrage nach Biolebensmitteln geschätzt werden, sind rar. Es gibt jedoch einige quantitative Nachfrageanalysen zum Verbraucherverhalten bei konventionellen Lebensmitteln in Deutschland, in denen Preis- und Einkommenselastizitäten berechnet werden (z. B. 42; 48). In den USA ist die Forschung bezüglich Preiselastizitäten von Bioprodukten bereits etwas verbreiteter (z. B. 17; 18; 31; 53).

Einen Überblick über die von verschiedenen Autoren bzw. Autorengruppen berechneten oder geschätzten Preiselastizitäten für Trinkmilch gibt Tabelle 3.

**Tabelle 3. Literaturüberblick: Unkompensierte Preiselastizitäten der Nachfrage nach Trinkmilch aus konventioneller Erzeugung**

Autoren/ Institutionen	Land/ Markt	Preiselastizität Trinkmilch (unkompensiert)
THIELE (42)	Deutschland	-1,0**
BfEL (32)	Deutschland	-0,5
WOCKEN et al. (51)	Deutschland	-0,55 <sup>a)</sup> (kurzfristig) -0,1 bis -0,2 <sup>b)</sup> (langfristig)
BOUMRA-MECHEMACHE et al. (7)	Frankreich Italien	-0,15* -0,006
MONIER et al. (36)	Frankreich	-1,02*
FAPRI (13)	Europäische Union	-0,18
GLASER und THOMPSON (18)	USA	-0,66 bis -0,73**
JONAS und ROOSEN (27)	Deutschland	-0,96 bis -1,01**

\*\*\*, \*\*, (\*), (\*) statistisch signifikant auf dem 99,9 %, 99 %, 95 %, 90 %-Niveau.;

a) kurzfristige Berechnung für die Phase der starken Preissteigerungen 2007;

b) Schätzung für einen längerfristigen Zeitraum

Quelle: Eigene Darstellung

THIELE (42, S. 262), die die Nachfrage nach konventionellen Lebensmitteln in Deutschland untersucht, berechnet für Milch eine unkompensierte Eigenpreiselastizität von -1,0. Das bedeutet: Steigt der Durchschnittspreis von Milch um 1 %, reagieren die Konsumenten im Mittel mit einer Mengenreduktion von ebenfalls 1 %. Die Bundesforschungsanstalt für Ernährung und Lebensmittel BfEL, die die Preiselastizität für Frischmilch im Jahr 2003 auf Basis von Zahlen des statistischen Bundesamtes errechnete, weist einen Wert von -0,5 aus (32).

WOCKEN et al. (51, S. 37 f.) untersuchten die lang- und kurzfristige Nachfrageraktion in Deutschland während der Phase der starken Preissteigerungen für Milchprodukte im September 2007. Die Autoren berechnen für Frischmilch eine kurzfristige Preiselastizität von -0,55. Da sich die preisinduzierte Kaufzurückhaltung der Konsumenten bereits einen Monat später wieder abschwächte, schätzen die Autoren, dass die mittelfristige Preiselastizität für Milch mit -0,1 bis -0,2 deutlich niedriger liegen dürfte als die errechnete kurzfristige Elastizität.

Auch Schätzungen der Preiselastizität der Nachfrage nach Milch aus anderen europäischen Ländern kommen zu ähnlichen Ergebnissen. MONIER et al. (36) berechnen auf der Basis von Daten eines französischen Haushaltspanels für das Jahr 2005 eine Preiselastizität der Nachfrage von -1,02. Das Food and Agricultural Policy Research Institute FAPRI (13) rechnet in seinen Modellen für europäische Milchmärkte mit Preiselastizitäten von -0,18, was im Vergleich zu anderen Studien eher niedrig angesetzt erscheint.

BOUMRA-MECHEMACHE et al. (7) geben eine Zusammenfassung bisheriger Studien zu Preiselastizitäten der Nachfrage nach Milch in verschiedenen Ländern der EU. Sie stellen fest, dass die Nachfrage nach Milchprodukten generell eher unelastisch ist. Die Mehrzahl der von ihnen untersuchten Studien weist Elastizitätswerte im Betrag kleiner Eins aus. Bei insgesamt acht untersuchten Studien aus Deutschland, Frankreich, Großbritannien, Italien, den Niederlanden, Griechenland und der Tschechischen Republik reicht die Spannweite der geschätzten Preiselastizität der Nachfrage von +0,15 bis -1,07, mit einem Mittelwert von -0,53.

Die eigenen Schätzergebnisse von BOUMRA-MECHEMACHE et al. (7, S. 647 f.) für verschiedene Milchprodukte deuten mit Werten von -0,15 für Frankreich und -0,006 für Italien ebenfalls auf eine sehr preis- und einkommensunelastische Nachfrage nach Trinkmilch hin (vgl. Tab. 3). Änderungen in der Nachfragemenge sind demnach im Wesentlichen die Folge von Trendeffekten und weniger von Preisverschiebungen.

Zusammenfassend kann für konventionelle Frischmilch festgestellt werden, dass verschiedene Studien ähnliche Werte der Preiselastizität im unelastischen Bereich zwischen -0,1 und -1,0 berechnen. Da es sich bei Frischmilch um ein Produkt mit nur begrenzter Lagerfähigkeit handelt und Verbraucher bei Preisaktionen folglich nur bedingt Vorratseinkäufe tätigen, erscheint dieses Ergebnis durchaus plausibel.

Für Biomilch im Speziellen sollen an dieser Stelle drei ökonometrische Studien auf der Basis von Paneldaten kurz vorgestellt werden. Die Arbeiten von GLASER und THOMPSON (18) für den amerikanischen, von JONAS und ROOSEN (27) für den deutschen und von MONIER et al. (36) für den französischen Milchmarkt sind von besonderem Interesse für die vorliegende Analyse, da die Autoren die Warengruppe Milch detaillierter betrachten, indem zwischen verschiedenen Milchsorten unterschieden wird. Während die zitierten Studien für konventionelle Milch zumeist zwischen Marken- und Handelsmarkenprodukten differenzieren, nehmen sie für Biomilch keine derartige Unterscheidung vor.

GLASER und THOMPSON (18) untersuchen die Nachfrage nach konventioneller Milch und nach Biomilch in den USA im Zeitraum 1988 bis 1999 mit monatlichen Scannerdaten aus dem LEH<sup>1)</sup>. Für konventionelle Handelsmarkenmilch berechnen die Autoren eine Preiselastizität von -0,66, für konventionelle Markenmilch von -0,73 und für Biomilch von -3,64 (Werte gelten jeweils für Vollmilch). Aufgrund der drei angeführten Preiselastizitäten vermuten die Autoren, dass Verbraucher umso stärker auf Preisänderungen reagieren, je höher der Durchschnittspreis der Milch liegt (18, S. 13).

Die von JONAS und ROOSEN (27) berechneten Preiselastizitäten für konventionelle Frischmilch in Deutschland weisen mit -1,01 für konventionelle Handelsmarkenmilch und -0,96 für konventionelle Markenmilch eine ähnliche Größenordnung auf. Für die

Nachfrage nach Biomilch schätzen die Autorinnen mit -10,17 einen noch elastischeren Wert als GLASER und THOMPSON (18). Eine derartig elastische Nachfrage würde eine sehr hohe Preissensibilität der Verbraucher in Bezug auf Biomilch und damit einen sehr engen Preisspielraum des LEHs implizieren.

Nicht nur für Biomilch, auch für Bioprodukte insgesamt, kommen fast alle Studien, die Preiselastizitäten von konventionell erzeugten Lebensmitteln mit denen von Konkurrenzprodukten in Bioqualität vergleichen, zu dem Ergebnis, dass die Nachfrage nach Bioware sehr viel elastischer auf Preisänderungen reagiert als die Nachfrage nach konventionellen Lebensmitteln (18; 31, S. 15; 27; 47).

Eine Ausnahme bildet die Studie von MONIER et al. (36). Die Autoren nehmen keine Unterscheidung zwischen Marken- und Handelsmarkenmilch vor. Im Gegensatz zu den oben zitierten Studien ermitteln sie mit einem Wert der Preiselastizität der Nachfrage von -0,38 eine unelastische Nachfrage nach Biomilch, die zudem im Betrag deutlich niedriger ist als die berechnete Preiselastizität bei konventioneller Milch von -1,02. Der Wert für Biomilch unterscheidet sich jedoch statistisch nicht signifikant von Null.

Die Unterschiedlichkeit der Ergebnisse sowohl zu den soziodemografischen Merkmalen von Bio(milch)käufern als auch zu ihrer Preissensibilität und die fehlende Unterscheidung zwischen regelmäßigen Käufern und Gelegenheitskäufern von Bioprodukten sowie zwischen Biomilch in Marken- und in Handelsmarkenqualität machen deutlich, dass nach wie vor Forschungslücken zum Konsumentenverhalten in Bezug auf Biolebensmittel und Biomilch bestehen. Der folgende empirische Teil der Arbeit wird Antworten auf solche, bislang offene Fragen geben.

### 3 Theorie und Methodik

In der Marktanalyse wird unterstellt, dass sich ein gleichgewichtiger Marktpreis im Schnittpunkt der Angebots- mit der Nachfragefunktion bildet. Daraus folgt, dass auch in der empirischen Nachfrageanalyse ein simultanes Marktmodell mit Angebots- und Nachfragefunktion den Ausgangspunkt der Analyse bilden sollte (38, S. 658). Wird jedoch davon ausgegangen, dass der Einfluss jedes einzelnen Marktteilnehmers bzw. Haushalts auf den Marktpreis vernachlässigbar klein ist, kann der Marktpreis  $p$  eines Gutes als exogen gegeben angesehen werden ( $p = \bar{p}$ ), und eine Nachfragefunktion ohne gleichzeitige Schätzung der zugehörigen Angebotsfunktion geschätzt werden. Hierzu können entweder Einzelgleichungen oder Nachfragesysteme Anwendung finden. Aufgrund der Flexibilität bei der Wahl der Funktionsform, den geringeren Anforderungen an das vorhandene Datenmaterial (vgl. 10, S. 60 ff.) und um einen Vergleich der Ergebnisse bei verschiedenen Schätzmethoden zu ermöglichen, wurde in der vorliegenden Arbeit mit Einzelgleichungen gearbeitet.

Bei Einzelgleichungen bzw. Eingleichungsmodellen wird die Nachfrage nach einem einzelnen Gut oder einer einzelnen Gütergruppe in Abhängigkeit ihrer Determinanten untersucht. Ausgangspunkt ist die MARSHALL'sche Nachfragefunktion in Gleichung (3.1):

$$(3.1) \quad q_i = f(p_1, \dots, p_n, Y)$$

mit

$q_i$  = nachgefragte Menge des Gutes  $i$   
 $p_1, \dots, p_n$  = Eigenpreis des Gutes  $i$  sowie Preise der Komplementär- und Substitutivgüter  
 $Y$  = Einkommen.

Gemäß der Nachfragetheorie lässt sich die Nachfrage nach einem Gut  $i$  in erster Linie durch dessen Preis und das Einkommen erklären<sup>2)</sup>. Bei der Anwendung von Einzelglei-

chungen zur Schätzung der Nachfragefunktion wird unterstellt, dass es keine Wechselwirkungen zwischen der Nachfrage nach dem (der) untersuchten Produkt(gruppe) mit anderen Produkt(gruppen) gibt (Separabilität). Durch die Einbeziehung von Kreuzpreisen in das Nachfragemodell wird jedoch berücksichtigt, dass Preisänderungen bei substitutiven und komplementären Gütern zu Mengenänderungen des untersuchten Gutes führen können. Die vorliegende empirische Analyse basiert folglich auf der Annahme, dass die Konsum- bzw. Einkaufsmenge von Trinkmilch nur von den Preisen anderer Milchsorten, nicht aber von den Preisen weiterer Güter abhängig ist.

Als Milchsorten werden in diesem Artikel die vier untersuchten Produktausprägungen bezeichnet. Untersucht wird Frischmilch (inkl. ESL-Milch) aller Fettstufen, die länger haltbare H-Milch bleibt „außen vor“. Es wird stets sowohl zwischen konventionell erzeugter Milch und Biomilch als auch zwischen Industriemarken und Handelsmarken unterschieden, wodurch sich die vier Milchsorten konventionelle Markenmilch, konventionelle Handelsmarkenmilch, Biomarkenmilch und Biohandelsmarkenmilch ergeben.

Die vorliegende Analyse basiert auf Paneldaten, das heißt, sie stellt eine Kombination einer Zeitreihen- mit einer Querschnittsanalyse dar. Im Querschnitt werden verschiedene Haushalte betrachtet. Diese werden als Merkmalsträger bezeichnet und im Folgenden mit dem Index  $h = 1, \dots, H$  gekennzeichnet. Für jeden dieser Haushalte liegen Zeitreihenbeobachtungen vor, die mit dem Index  $t = 1, \dots, T$  versehen sind. Ein balanciertes Panel würde folglich für jedes Gut  $i$   $H \times T$  Fälle bzw. Beobachtungspunkte aufweisen. Doch nicht jeder Haushalt kauft jede Woche das Gut  $i$  bzw. Milch einer bestimmten Sorte. Folglich ist das Panel unbalanciert: Es gibt Nullbeobachtungen, also Zeitpunkte, zu denen kein Einkauf dokumentiert ist. Je kürzer die Erfassungsperiode und je disaggregierter die Produkte erfasst werden, desto größer ist der Anteil der Nullbeobachtungen.

Nullbeobachtungen können auf verschiedene Weise behandelt werden: Werden sie in die Schätzung eingeschlossen, wird implizit unterstellt, dass Einkommensrestriktionen den Haushalt zum Verzicht zwingen<sup>3)</sup>. Werden Nullbeobachtungen ganz aus der Analyse ausgeschlossen, kann es zu verzerrten Ergebnissen (Selektivitätsbias) kommen (23, S. 365; 33). Zur Vermeidung solcher Verzerrungen durch Nullbeobachtungen wird ein zweistufiges Schätzverfahren angewendet. Dabei wird angenommen, dass die Konsumenten ihre Kaufentscheidung in zwei Schritten treffen. Zunächst entscheiden sie, ob sie die jeweils untersuchte Milchsorte kaufen oder nicht. Fällt die Entscheidung positiv aus, wird im zweiten Schritt entschieden, wie viel Milch dieser Sorte gekauft wird.

Die erste Entscheidungsstufe der Haushalte, ob eine bestimmte Milchsorte gekauft wird oder nicht, wird mithilfe eines Probit-Modells untersucht. Dabei stellt sich die Frage, wie soziodemografische Merkmale der Haushalte die Wahrscheinlichkeit beeinflussen, dass ein Haushalt Biomilch bzw. Markenmilch kauft. Da Haushaltscharakteristika verhältnismäßig stabile Eigenschaften sind und in Haushaltspanels üblicherweise nur einmal jährlich erhoben werden, basiert die Probit-Analyse auf Jahresdaten. Für jede Milchsorte wird ein Probit-Modell als Panel mit je vier Beobachtungszeitpunkten, den Jahren 2004, 2005, 2006 und 2007, geschätzt. Für konventionelle Handelsmarkenmilch wird keine Probit-Analyse durchgeführt, da über 95 % der Haushalte diese Milchsorte kaufen und somit eine Unterscheidung zwischen Käufern und Nicht-Käufern durch soziodemografische Merkmale kaum möglich erscheint.

Die abhängige Variable des Probit-Modells *Milch<sub>hh</sub>*, erhält eine Eins, wenn der Haushalt im entsprechenden Jahr Milch der Sorte  $i$  gekauft hat. Sonst erhält sie den Wert Null. Es ergibt sich das in Gleichung (3.2) dargestellte Probit-Modell:

$$(3.2) \quad \Pr\{Milch_{hh_t} = 1\} = f(Q_{t-1}, Y, beruf, bildung, alter, geschlecht, kids18, kids07, single)$$

*Pr* steht für „probability“ und ist ein Maß für die Wahrscheinlichkeit, dass der Haushalt Milch der entsprechenden Sorte gekauft hat bzw. für die Wahrscheinlichkeit, dass das

Ereignis „Milch $_{hh} = 1$ “ eintritt. Die einzige unabhängige Variable, die metrisch skaliert ist, ist die Nachfragemenge nach der entsprechenden Milchsorte des Haushaltes  $h$  im Vorjahr ( $Q_{t,j}$ ). Als diskrete unabhängige Variablen werden das reale, monatliche Haushaltsnettoeinkommen ( $Y$ ), der Beruf des Hauptverdieners (*beruf*), das Bildungsniveau (*bildung*), das Alter (*alter*) und das Geschlecht der Haushalt führenden Person (*geschlecht*), die Anzahl der Kinder unter 18 Jahren (*kids18*) und Dummyvariablen für das Vorhandensein von Kindern unter 7 Jahren (*kids07*) bzw. für Singlehaushalte (*single*) im Modell berücksichtigt. Preise werden nicht als erklärende Variable in das Modell integriert, da zum einen die Korrelationskoeffizienten zwischen den Preisen der verschiedenen Milchsorten mit Werten über 0,9 sehr hoch sind. Zum anderen können hoch aggregierte Jahresdurchschnittspreise die bei den einzelnen Kaufentscheidungen relevanten Preise, die sich nach Region, Einkaufsstätte und Zeitpunkt deutlich unterscheiden, nur unzureichend abbilden. Die Haushaltsgröße wurde wegen hoher Korrelation mit der Kinderzahl nicht im Modell berücksichtigt. Stattdessen dient eine Dummyvariable für Singlehaushalte als erklärende Variable.

Auf der zweiten Stufe kommt ein Panelmodell auf Basis wöchentlicher Daten zum Einsatz. Die Datengrundlage für die Regressionen auf der zweiten Stufe umfasst dabei lediglich die Käuferhaushalte, das heißt, diejenigen Haushalte, die mindestens einmal im Untersuchungszeitraum Milch der entsprechenden Sorte gekauft haben. Eine lineare Schätzung der Nachfragefunktion nach Gut  $i$  aus Gleichung (3.1) lässt sich in einer allgemeinen Form als Panel wie folgt darstellen:

$$(3.3) \quad Q_{iht} = \alpha_{iht} + \beta p_{it} + \sum_j \gamma_j p_{jt} + \delta Y_{ht} + \sum_m \epsilon_{mht} X_{mht} + u_{iht}$$

mit

- $Q_{iht}$  = nachgefragte Menge des Gutes  $i$  von Haushalt  $h$  in Woche  $t$
- $p_{it}$  = Eigenpreis des Gutes  $i$  in Woche  $t$
- $p_1, \dots, p_j$  = Preise der Komplementär- und Substitutivgüter
- $Y_{ht}$  = Einkommen von Haushalt  $h$  in Woche  $t$
- $X_{1ht}, \dots, X_{mht}$  = Haushaltscharakteristika von Haushalt  $h$  in Woche  $t$ .

Der Index  $i$  bezeichnet das Produkt bzw. die Milchsorte,  $h$  den Merkmalsträger und  $t$  den Zeitpunkt. Der Index  $j$  steht für verschiedene substitutive und komplementäre Güter, während  $m$  verschiedene Haushaltscharakteristika beschreibt. Neben dem Eigenpreis  $p_i$  gehen die Preise substitutiver und komplementärer Güter  $p_j$ , das Einkommen  $Y$  sowie verschiedene weitere Haushaltscharakteristika  $X$  als erklärende Variablen in das Modell ein.  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$  und  $\epsilon$  bezeichnen die zu schätzenden Regressionsparameter.  $\alpha$  ist die Konstante. Der Erwartungswert des Fehlerterms  $u_{iht}$  ist normalverteilt. Gleichung (3.3) kann mithilfe verschiedener Panelmodelle geschätzt werden, die jeweils unterschiedliche Restriktionen für die die Schätzgleichung charakterisierenden Größen aufstellen: Die gepoolte Regression, das Fixed-Effects-Modell (FEM) und das Random-Effects-Modell (REM). Die Auswahl eines geeigneten Panelmodells orientiert sich an den Kriterien, die in der einschlägigen Literatur erörtert werden (z. B. 14; 52). Für die Verwendung eines FEM zur haushaltbasierten Analyse der Milchnachfrage sprechen mehrere Punkte. Zum einen handelt es sich bei dem verwendeten Haushaltspanel um eine repräsentative Stichprobe. Zum anderen ist anzunehmen, dass sich das Grundniveau des Milchkonsums (die Regressionskonstante  $\alpha$ ) zwischen den Haushalten unterscheidet und sich somit die Nachfragemengen eines Haushalts voneinander weniger stark unterscheiden als die Nachfragemengen verschiedener Haushalte. Das bedeutet, die Fehlerterme aus Gleichung (3.3) sind über die Merkmalsträger hinweg korreliert. In diesem Fall ist ein FEM dem REM vorzuziehen. Die Entscheidung für ein FEM wird durch die signifikanten Ergebnisse der durchgeführten Hausman-Tests bestätigt.

Beim FEM wird von über die Zeit konstanten merkmalspezifischen Effekten ausgegangen. Das bedeutet, die Steigungsparameter  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$  und  $\varepsilon$  sind für alle Haushalte  $h$  gleich. Aber die Konstante  $\alpha$  unterscheidet sich systematisch zwischen den Merkmalsträgern, variiert aber nicht über die Zeit. Das heißt, jeder Haushalt weist einen anderen Achsenabschnitt  $a$  auf. Die merkmalspezifischen Konstanten werden über je eine Dummyvariable ( $D_h$ ) abgebildet, wobei ein Haushalt ( $H$ ) als Referenz dient. Durch diese Annahmen kann Gleichung (3.3) neu formuliert werden:

$$(3.4) \quad Q_{iht} = \alpha_{i1} + \alpha_{i2}D_{i2} + \dots + \alpha_{i,H-1}D_{i,H-1} + \beta p_{it} + \sum_j \gamma_j p_{jt} + \delta Y_{ht} + \sum_m \varepsilon_{mht} X_{mht} + u_{iht}$$

Die Koeffizienten der erklärenden Variablen werden mithilfe der Kleinstquadratmethode geschätzt. Die Dummyvariablen für die einzelnen Haushalte werden in der Ausgabe der Statistikprogramme nicht angezeigt. Sie werden auch gar nicht erst berechnet. Aber die Koeffizienten der erklärenden Variablen werden so geschätzt, als wären die Dummyvariablen im Modell enthalten. Das in Gleichung (3.4) definierte Nachfragemodell wird aufgrund theoretischer Vorüberlegungen und aufgrund von Ergebnissen der deskriptiven Statistik im Folgenden weiter entwickelt:

- Um Multikollinearität zwischen den erklärenden Variablen zu vermeiden, wird kein absolutes, sondern ein Pro-Kopf-Nachfragemodell<sup>4)</sup> geschätzt. Zusätzlich wird unterstellt, dass Konsumenten frei von Geldillusionen sind. Folglich wird mit realen Daten gearbeitet<sup>5)</sup>.
- Da die Biomilchnachfrage im Untersuchungszeitraum deutlich gestiegen ist, wird eine Trendvariable ( $t$ ) in die Schätzung integriert. Zur Abbildung von Gewohnheitsverhalten wird die Summe der Pro-Kopf-Nachfragemenge im jeweiligen Vorquartal ( $\sum q_{ih,t-n}$ ) als Determinante im Modell berücksichtigt. Bei der Nachfrageanalyse nach bestimmten Produktgruppen ist häufig ein saisonales Muster zu beobachten. Um einer möglichen Saisonalität der Milchnachfrage gerecht zu werden, werden Dummyvariablen für die einzelnen Jahreszeiten ( $D_{Season}$ ) aufgenommen, wobei der Herbst als Referenzkategorie dient<sup>6)</sup>. Als Haushaltscharakteristika finden die Anzahl der Kinder im Alter unter 18 Jahren ( $kids18$ ) und eine Dummyvariable für das Vorhandensein von Kindern im Alter unter 7 Jahren ( $D_{kids07}$ ) Berücksichtigung.
- Die Ergebnisse der deskriptiven Statistik lassen vermuten, dass das Alter keinen linearen Einfluss auf die Nachfragemenge zeigt, sondern dass in einzelnen Altersgruppen, beispielsweise in sehr jungen Haushalten oder in Haushalten mittleren Alters, die Nachfragemenge nach Biomilch erhöht ist. Deshalb wurde zusätzlich auf einen nichtlinearen (quadratischen) Alterseinfluss getestet. In den Regressionen der zweiten Stufe zeigte das Alter jedoch weder in linearer, noch in nichtlinearer Form einen signifikanten Einfluss. Auch Dummyvariablen für bestimmte Altersklassen erwiesen sich als nicht signifikant. Aus diesem Grund wurde das Alter in keiner Form als erklärende Variable auf der zweiten Stufe berücksichtigt. Ebenfalls wegen fehlender Signifikanz bleibt das Geschlecht der den Haushalt führenden Person als Variable außen vor. Bildungsniveau und Beruf wurden aus dem Modell ausgeschlossen, da diese Variablen lediglich ordinal skaliert sind und zudem eine hohe Korrelation mit der Einkommensvariablen aufweisen.
- Da die Ergebnisse der deskriptiven Statistik vermuten lassen, dass kein linearer Zusammenhang zwischen der abhängigen und den unabhängigen Variablen existiert, wird ein logarithmischer Zusammenhang erwartet, der häufig auftritt, wenn das Einkommen als unabhängige Variable in die Schätzung eingeht (29, S. 241).

Die exakte Spezifikation der verwendeten Nachfragefunktion gibt Gleichung (3.5) an. Das Modell wird auf Basis wöchentlicher Daten für  $H = 49\,677$  Haushalte über  $T = 198$  Wochen geschätzt:

$$(3.5) \quad \ln q_{iht} = \alpha_{ih} + \beta \ln p_{iht}^r + \gamma_1 \ln p_{st}^r + \gamma_2 \ln p_{s2t}^r + \gamma_3 \ln p_{s3t}^r + \delta \ln Y_{ht} + \varepsilon_1 \text{kids}18_{ht} \\ + \varepsilon_2 D_{\text{kids}07,ht} + \varepsilon_3 \sum_{n=1}^{12} q_{ih,t-n} + \xi_1 t + \xi_2 D_{\text{Fruehling}} + \xi_3 D_{\text{Sommer}} + \xi_4 D_{\text{Winter}} + u_{iht}$$

mit

- $q_i$  = Pro-Kopf-Nachfragemenge nach Gut  $i$  (Milchsorten) in Haushalt  $h$  in Woche  $t$
- $p_{iht}^r$  = realer Eigenpreis des Gutes  $i$ , der von Haushalt  $h$  in der Woche  $t$  gezahlt wurde
- $p_{st}^r$  = jeweiliger realer Preis der drei substitutiven Milchsorten in Woche  $t$  (Durchschnittspreis über alle Haushalte)
- $Y_h^r$  = reales monatliche Nettoäquivalenzeinkommen in Haushalt  $h$  in Woche  $t$
- $q_{ih,t-n}$  = wöchentliche Pro-Kopf-Nachfragemenge nach Gut  $i$  in Haushalt  $h$  in der  $n$ -ten Vorwoche vor Woche  $t$
- $\text{kids}18_{ht}$  = Anzahl der im Haushalt lebenden Kinder unter 18 Jahren in Woche  $t$
- $t$  = Trendvariable
- $D_{\text{kids}07,ht}$  = Dummyvariable für das Vorhandensein von Kindern unter 7 Jahren im Haushalt  $h$  in Woche  $t$
- $D_{\text{Saison}}$  = verschiedene Saison –Dummyvariablen (Frühling, Sommer, Winter)
- $u_{iht}$  = Fehlerterm.

Aufgrund der Plausibilität der Ergebnisse und der Höhe der statistischen Prüfmaße ( $R^2$ -Wert, F-Wert, t-Werte) wurde letztendlich ein doppellogarithmisches Modell als Funktionsform gewählt. Dieses Modell bietet zudem den Vorteil, dass die Regressionskoeffizienten der Preis- und Einkommensvariablen bereits Elastizitäten darstellen und diese nicht gesondert berechnet werden müssen (38, S. 257). So können die numerischen Werte der Regressionskoeffizienten direkt miteinander verglichen werden. Nicht logarithmiert werden aus Plausibilitätsgründen (z. B. da Nullbeobachtungen vorhanden sind) die Trendvariable, die Lag-Variable zur Abbildung von Gewohnheitsverhalten, die Kinderzahl und die verschiedenen Dummyvariablen.

In einem dritten Schritt werden die Pro-Kopf-Nachfragemengen bzw. die Preiselastizitäten für einzelne Haushaltsgruppen sowie für unterschiedliche Geschäftstypen untersucht. Hierfür wird die einmal gewählte Funktionsform in Gleichung (3.5) aus Gründen der Vergleichbarkeit beibehalten. Während die Datenaufbereitung aufgrund eines besseren Überblicks über die Daten mithilfe des Statistikprogramms *PASW Statistics 18* durchgeführt wurde, erfolgten die Schätzungen mit *Stata 10.0*.

#### 4 Datensatz

Grundlage der Analysen der vorliegenden Arbeit sind Daten des Verbraucherpanels *GfK-Consumer Scan* der Gesellschaft für Konsumforschung, *GfK AG*, in Nürnberg. Verbraucherpanels dokumentieren – im Regelfall wöchentlich – die Einkäufe eines Haushaltes von sogenannten Fast Moving Consumer Goods (FMCG). Die Daten umfassen den Zeitraum der Jahre 2004 bis 2007. Die Datenerfassung erfolgt durch die Panelteilnehmer selbst mittels eines Handscanners direkt im Haushalt. Der Scanner erkennt die Artikel anhand ihres Strich- bzw. EAN-Codes. Über eine kleine Tastatur werden weitere Informationen wie die Einkaufsstätte, Einkaufszeitpunkt und Ausgaben für die gekauften Produkte eingegeben. Im *Einkaufs-Datensatz* enthalten sind nicht nur EAN-kodierte Produkte, son-

dem auch Lebensmittel mit Instore Codes von Discountern und Artikel von Tiefkühlkost-Heimdiensten.

Ein für die vorliegende Arbeit entscheidender Vorteil von Haushaltspanels ist, dass detaillierte Informationen über die tatsächlich für den Haushalt eingekauften Produkte zusammen mit demografischen Merkmalen des Haushaltes erfasst werden. Dazu erhebt die GfK in den teilnehmenden Haushalten jährlich haushaltsspezifische Daten, die sogenannten *Strukturdaten*. Dabei werden Angaben zur Haushaltsgröße, Anzahl und Alter der Kinder, Alter, Bildung und Geschlecht der den Haushalt führenden Person und des Hauptverdieners sowie das Haushaltsnettoeinkommen<sup>7)</sup> erfragt.

Das Haushaltspanel enthält keine Angaben zu Preisen von Gütern, die der Haushalt nicht konsumiert hat. Diese sind jedoch für die Einbeziehung der Preise substitutiver bzw. komplementärer Güter in das Nachfragemodell nötig. Aus diesem Grund wird, in Anlehnung an die Arbeit von JONAS und ROOSEN (27, S. 197), durch Berechnung des wöchentlichen Durchschnittspreises aller kaufenden Haushalte, eine einfache Annäherung an diese Preise gewählt.

## 5 Ergebnisse

### 5.1 Ausgewählte Ergebnisse der deskriptiven Statistik

Einen ersten Überblick über die Bedeutung und das Wachstum des Marktes für Biomilch sollen Tabelle 4 und Abbildung 1 geben. Tabelle 4 zeigt die prozentualen Anteile derjenigen Haushalte, die die entsprechende Milchsorte in einem Jahr gekauft haben. Als Gelegenheitskäufer gelten in Tabelle 4 Haushalte, die mindestens einen Kauf im Jahr tätigten, als Stammkäufer Haushalte, die mindestens zwölf Mal im Jahr die jeweilige Milchsorte gekauft haben.

Während die Käuferreichweite der konventionellen Milchsorten im Untersuchungszeitraum leicht gesunken ist, konnten die Biomilchsorten neue Käuferhaushalte hinzugewinnen. Ersichtlich ist, dass sich Biohandelsmarkenmilch dabei deutlich schneller entwickelt hat als Biomilch. Im Jahr 2004 kauften jeweils gut 5 % der Haushalte zumindest einmal Biomilch- bzw. Biohandelsmarkenmilch. Bis 2007 konnte Biomilch den Anteil der Käuferhaushalte leicht auf 6,8 % steigern. Biohandelsmarkenmilch dagegen verdoppelte den Anteil der Gelegenheitskäufer auf 11,8 %. Weiterhin fällt auf, dass zwar

Tabelle 4. Prozentuale Anteile von Käufer-Haushalten\* der Milchsorten, 2004–2007

Milchsorte		2004	2005	2006	2007
Biomilch	Gelegenheitskäufer	5,1 %	5,9 %	5,9 %	6,8 %
	Stammkäufer	0,8 %	0,9 %	1,0 %	1,0 %
Biohandelsmarkenmilch	Gelegenheitskäufer	5,6 %	5,7 %	9,5 %	11,8 %
	Stammkäufer	0,8 %	1,0 %	1,7 %	2,5 %
konventionelle Markenmilch	Gelegenheitskäufer	66,7 %	63,0 %	61,6 %	62,8 %
	Stammkäufer	18,5 %	16,8 %	15,4 %	14,1 %
konventionelle Handelsmarkenmilch	Gelegenheitskäufer	95,1 %	95,3 %	95,0 %	95,0 %
	Stammkäufer	62,4 %	61,4 %	61,2 %	59,1 %

\* Haushalte, die mindestens zwölf Einkäufe der entsprechenden Milchsorte tätigten, werden sowohl als Gelegenheitskäufer als auch als Stammkäufer berücksichtigt.

Quelle: Eigene Berechnungen

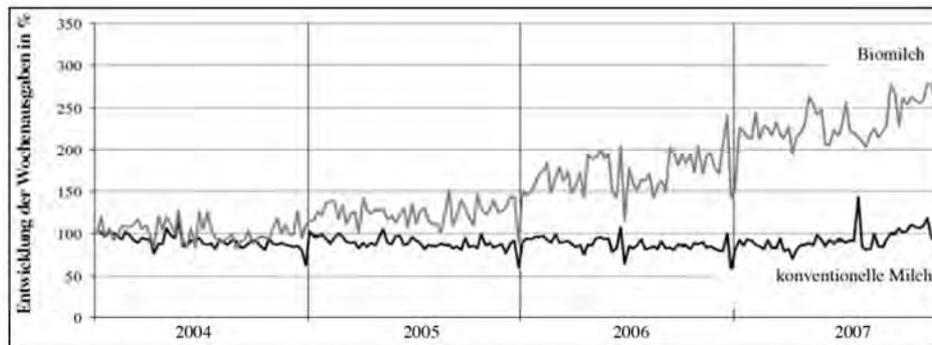


Abb. 1. Entwicklung der wöchentlichen Ausgaben für konventionell und ökologisch erzeugte Milch in Deutschland, 2004–2007

Quelle: Eigene Berechnungen

ein nennenswerter Anteil der Haushalte gelegentlich Biomilch gekauft hat, die Zahl der Stammkäufer aber wesentlich geringer ausfiel. Dieses Ergebnis unterstreicht, dass es Biomilch weniger an potenziellen Käufern als an der Frequenz ihres Einkaufs mangelt.

Abbildung 1 zeigt die Entwicklung der wöchentlichen Ausgaben für konventionelle und für Biomilch über den gesamten Untersuchungszeitraum. Abgetragen sind die Ausgaben im Vergleich zur ersten Woche des Jahres 2004 (in %). Die Abbildung illustriert das starke Wachstum von Biomilch im Vergleich zu konventioneller Trinkmilch. Die Ausgaben für Biomilch stiegen im Vierjahreszeitraum um fast 200 %, während sich die Ausgaben für konventionelle Milch auch am Ende des Jahres 2007 noch auf dem Niveau von 2004 befanden. Die Preise zeigten sich für beide Milchsorten über weite Teile des Untersuchungszeitraumes sehr konstant. Erst ab dem zweiten Quartal 2007 stiegen die Preise aller Milchsorten stark an. Folglich können die in Abbildung 1 illustrierten Umsatzsteigerungen von Biomilch im Wesentlichen auf eine deutliche Mengensteigerung, weniger auf Preissteigerungen zurückgeführt werden. Auffällig ist der regelmäßige Nachfrageknick sowohl bei Biomilch als auch bei konventioneller Milch zum Jahresende. Grund hierfür könnte eine verstärkte Substitution von Frischmilch durch die länger haltbare und nicht kühlungsbedürftige H-Milch über die Feiertage und den Jahreswechsel sein.

Da im Folgenden die Preisreaktion der Verbraucher in unterschiedlichen Vertriebs-typen des deutschen LEHs untersucht wird, ist es von Interesse, die Bedeutung dieser Vertriebskanäle zu kennen. Abbildung 2 illustriert die Umsatzanteile im G/K-Panel von Discountern, dem Naturkostfachhandel und dem klassischen LEH für Milch aus konventioneller und aus ökologischer Erzeugung. Deutlich wird, dass der Discount bei Biomilch inzwischen mit einem Umsatzanteil von gut 33 % eine bedeutende und kontinuierlich wachsende Rolle spielt, wenngleich der Discountanteil bei konventioneller Frischmilch noch höher ausfällt.

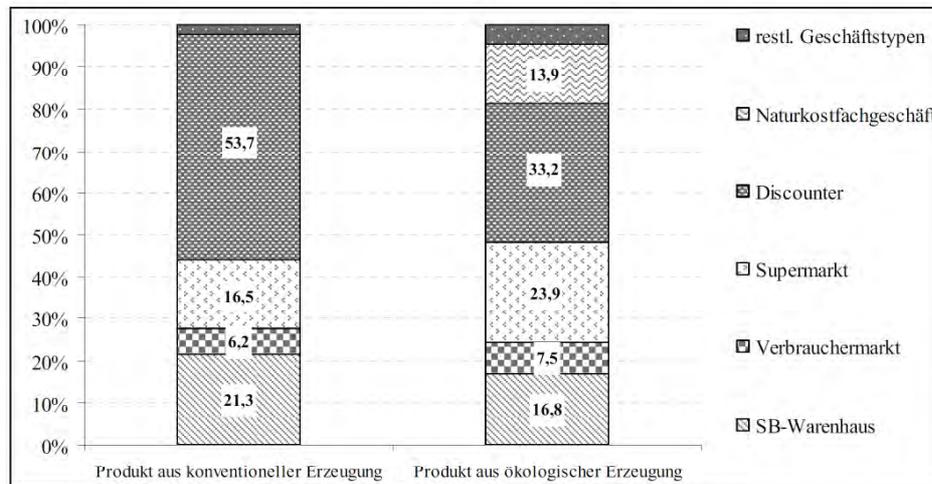


Abb. 2. Verteilung der Umsatzanteile bei Biomilch auf die Vertriebstypen in Deutschland, 2007

Quelle: Eigene Berechnungen

## 5.2 Ergebnisse der Probit-Analyse

Tabelle 5 zeigt die Ergebnisse der Probit-Analyse im Detail. Bei den angegebenen Werten der Regressionskoeffizienten handelt es sich um standardisierte  $\beta$ -Koeffizienten<sup>8)</sup>, sodass die Koeffizienten in ihrer Höhe miteinander vergleichbar sind. Ein Überblick über statistische Kennzahlen der berücksichtigten Variablen findet sich in Anhang 1. Es ergeben sich die im Folgenden dargestellten Ergebnisse.

Das Einkommen scheint einen ganz entscheidenden Einfluss auf die Milchwahl der Haushalte zu haben. Der Einfluss der Variablen ist stets positiv, hoch bzw. höchst signifikant und weist im Vergleich zu anderen Variablen die höchsten  $\beta$ -Koeffizienten auf. Dabei ist der Einkommenseinfluss bei Biomilchkauf erwartungsgemäß größer als bei Biohandelsmilchkauf. Des Weiteren wächst die Wahrscheinlichkeit eines Kaufes von Biomilch oder konventioneller Markenmilch mit steigendem Bildungsniveau und bei einer weiblichen Haushaltsführung. Der positive Einfluss von Bildung und Einkommen ist bei den Biomilchsorten deutlich größer als bei konventioneller Markenmilch.

Bezüglich der Kinder hat vornehmlich das Alter der Kinder, weniger die Kinderzahl, einen Einfluss auf die Milchwahl der Haushalte. Haushalte mit Kindern unter sieben Jahren zählen signifikant häufiger zu den Biomilchkäufern als kinderlose Haushalte. Die Kinderzahl hat im Gegensatz zum Alter der Kinder einen geringeren und zumeist nicht signifikanten Einfluss. Auch für das Alter der den Haushalt führenden Person kann kein eindeutiger Einfluss auf die Bio- und Markenmilchnachfrage ermittelt werden.

Haushalte von Arbeitern und Lehrlingen kaufen seltener Biomilch als die Referenzkategorie der Angestellten und Beamten. Freiberufler und Selbständige sowie Hausfrauen, Rentner und Studenten gehören dagegen häufiger zu den Käufern konventioneller Markenmilch.

Gewohnheitsverhalten beim Milcheinkauf liegt bei allen Milchsorten vor. Das heißt, je höher die gekaufte Menge einer Milchsorte im Vorjahr ist, desto höher ist auch die Wahrscheinlichkeit, im Untersuchungsjahr Milch dieser Sorte zu kaufen. Auch die Einkaufsmenge von konventioneller Markenmilch im Vorjahr erhöht höchst signifikant die Wahrscheinlichkeit des Kaufes von Biomilch. Eine höhere Vorjahresmenge konventioneller

Tabelle 5. Regressionsergebnisse der ersten Stufe: Erklärung des Kaufs bzw. Nichtkaufs von konventioneller Markenmilch und Biomilch

	% Beob.	Biomarkenmilch (Biomahh)	Biohandelsmarkenmilch (Biohahh)	konventionelle Markenmilch (Markenhh)
Nettoäquivalenzeinkommen (Y)	< 750 €	27,3	b	b
	750 €–1 249 €	37,8	0,014 **	0,011 ***
	1 250 €–1 749 €	20,5	0,030 ***	0,025 ***
	1 750 €–2 249 €	8,9	0,061 ***	0,045 ***
	>2 250 €	5,4	0,089 ***	0,057 ***
Single-Haushalt (single)	kein Single-Haushalt	79,0	b	b
	Single-Haushalt	21,0	0,007 *	0,002
Kinder unter 7J. (kids07)	keine Kinder unter 7J.	85,7	b	b
	Kinder unter 7J.	14,3	0,051 ***	0,028 ***
Kinderzahl (kids18)	keine Kinder	68,6	b	b
	1 Kind	14,9	0,002	0,012 *
	2 Kinder	12,6	-0,009	0,003
	3 und mehr Kinder	4,0	-0,058 *	0,003
Bildung des Haushaltführers (bildung)	Hauptschule	26,1	b	b
	Realschule	31,3	-0,005	0,004
	Fach-/ Berufsfachschule/ Abitur	21,3	0,020 ***	0,017 ***
	Fachhochschule/ Staatsexamen	21,4	0,034 ***	0,032 ***
Alter des Haushaltführers (alter)	< 25 Jahre	19,9	b	b
	25-35 Jahre	16,3	-0,004	0,002
	35-45 Jahre	14,5	-0,012	-0,008
	45-55 Jahre	21,9	0,004	-0,001
	55-65 Jahre	19,2	0,002	0,002
	> 65 Jahre	8,3	-0,008	-0,016 *
Beruf des Hauptverdieners (beruf)	Angestellte & Beamte	41,9	b	b
	Arbeiter & Lehrlinge	12,2	-0,046 ***	-0,027 ***
	Freiberufler & Selbständige	4,8	-0,001	-0,005
	Hausfrauen, Rentner & Studenten	33,8	-0,004	0,006 *
	Landwirte	0,1	---	---
	Arbeitslose	7,2	-0,025 *	-0,010
Geschlecht des Haushaltführers (geschlecht)	männlich	35,1	b	b
	weiblich	64,9	0,012 ***	0,004 *
Einkaufsmenge im Vorjahr (Q <sub>kt-1</sub> )	Biomarkenmilch		0,0014395 ***	0,0000337 ***
	Biohandelsmarkenmilch		0,000049	0,001917
	Markenmilch		0,0000015 ***	0,0000013 ***
	Handelsmarkenmilch		-0,0000005 ***	-0,0000002 ***
Konstante (c)		-0,445 ***	-0,301 ***	-0,024 **
Log Likelihood-Koeffizient		-7 559,15	-10 337,73	-22 192,11
Anzahl Beobachtungen (Summe aus 4 Jahren)		2 990	4 231	31 470
% Anz. Haushalte (Durchschnitt über 4 Jahre)		6,0%	8,5%	63,3%

b = Referenzkategorie

--- Ausschluss der Variablen aufgrund zu geringer Fallzahl

\*\*\*, \*\*, \*, (\*) sind auf dem 99,9 %, 99 %, 95 %, 90 %-Niveau signifikant

Quelle: Eigene Berechnungen

Handelsmarkenmilch dagegen senkt die Wahrscheinlichkeit, im Folgejahr Biomilch oder Markenmilch zu kaufen. Diese Kreuzeffekte zeigen, dass Käufer der Premiummilchsorten durchaus zwischen den Milchsorten wechseln bzw. bereit sind, statt konventioneller Markenmilch auch Biomilch zu kaufen. Käufer konventioneller Handelsmarkenmilch scheinen „ihrem Produkt“ dagegen treu zu bleiben.

### 5.3 Ergebnisse des Fixed-Effects-Panelmodells

Wie in Kapitel 3 erläutert, ist die abhängige Variable auf der zweiten Stufe die Pro-Kopf-Nachfragemenge. Wird im Folgenden von der Nachfragemenge gesprochen, ist jeweils die Pro-Kopf-Nachfragemenge gemeint. Bei der Interpretation der Ergebnisse gilt es weiterhin zu beachten, dass die Datengrundlage für die Regressionen auf der zweiten Stufe jeweils lediglich die konsumierenden Haushalte der jeweiligen Milchsorte umfasst.

#### 5.3.1 Für alle Haushalte und Einkaufsstätten

Tabelle 6 zeigt die Schätzergebnisse der zweiten Stufe. Anhang 2 gibt einen Überblick über statistische Kennzahlen der berücksichtigten Variablen. In diesem Abschnitt werden einige zentrale Ergebnisse herausgegriffen und ein Schwerpunkt auf die errechneten Preiselastizitäten der Nachfrage gelegt.

Einige interessante Schlüsse lässt die Interpretation der Trend-Variablen ( $t$ ) zu. In Nachfragemodellen, die keine Einstellungsfaktoren als erklärende Variablen berücksichtigen, spiegelt die Trend-Variable insbesondere die *Präferenzänderungen der Verbraucher* wider. Sie ist in allen Modellen signifikant. Die Präferenz für die Premiummilchsorten Biomilch, Biohandelsmarkenmilch und konventionelle Markenmilch ist im Zeitablauf gewachsen. Biohandelsmarkenmilch stieg dabei am stärksten in der Gunst der Verbraucher. Die Präferenz für konventionelle Handelsmarkenmilch ist dagegen leicht gesunken.

Mit wachsender *Anzahl der minderjährigen Kinder (kids18)* sinkt der Pro-Kopf-Verbrauch von Milch aller Sorten. Vor dem Hintergrund eines verstärkten Calciumbedarfs von Kindern erscheint dieses Ergebnis auf den ersten Blick erstaunlich. Ein zusätzlich im Haushalt lebendes Kind senkt die Nachfrage nach den Biomilchsorten um 5,1 bzw. 5,8 %, die Nachfrage nach den konventionellen Milchsorten um 9,1 bzw. 9,9 %. Eine mögliche Erklärung ist, dass in größeren Haushalten weniger Milch verdirbt. Vor dem Hintergrund des für Singlehaushalte hohen Packungsinhalts von einem Liter und der Tatsache, dass sich ESL-Milch im Untersuchungszeitraum erst sukzessive durchsetzen konnte, erscheint diese Erklärung durchaus plausibel. Naheliegender wäre aber auch, dass große Haushalte statt Frischmilch verstärkt H-Milch kaufen, die in der Analyse nicht berücksichtigt wird.

*Gewohnheitsverhalten* kann bei allen Milchsorten festgestellt werden: Die Einkaufsmenge der jeweiligen Milchsorte in den zwölf Vorwochen hat einen höchst signifikanten und positiven Einfluss auf die Nachfragemenge in der jeweiligen Untersuchungswoche. Da Nullbeobachtungen vorhanden sind, wurde diese Variable nicht logarithmiert. Wurde im Vorquartal ein Liter der entsprechenden Milchsorte mehr gekauft, steigt die Nachfrage in der analysierten Woche um rund 1 % bei den konventionellen Milchsorten und um 1,2 bis 1,7 % bei den Biomilchsorten. Ein ausgeprägtes Gewohnheitsverhalten beim Milchkonsum äußert sich auch darin, dass Milch und Biomilch im Verbrauch nur geringen saisonalen Schwankungen unterliegen<sup>9)</sup>.

Tabelle 6. Regressionsergebnisse der zweiten Stufe: Erklärung der Nachfragemenge von konventioneller Milch und Biomilch

Einflussgrößen	Variablenname	Biomarkenmilch	Biohandelsmarkenmilch	konvent. Markenmilch	konvent. Handelsmarkenmilch
Konstante	cons	-0,327 (-1,51)	-0,701 *** (-3,49)	-0,516 *** (-9,45)	-0,015 (-0,45)
Preis Biomarkenmilch (real, logarithmiert)	lrpbioa	-0,114 *** (-3,52)	-0,069 (-0,94)	0,253 *** (7,08)	-0,045 (*) (-1,9)
Preis Biohandelsmarkenmilch (real, logarithmiert)	lrpbioha	0,050 (0,67)	-0,096 ** (-2,51)	0,399 *** (12,68)	0,082 *** (4,04)
Preis Markenmilch (real, logarithmiert)	lrpmarke	0,031 (0,12)	0,063 (0,32)	-0,624 *** (-94,26)	0,641 *** (40,51)
Preis Handelsmarkenmilch (real, logarithmiert)	lrphand	-0,090 (-0,46)	-0,204 (-1,33)	0,041 *** (3,34)	-0,579 *** (-59,39)
Nettoäquivalenz-Einkommen (real, logarithmiert)	pclydez	0,010 (0,34)	0,026 (0,99)	0,028 *** (3,91)	0,010 ** (2,12)
Trend-Variable	1	0,00034 ** (2,27)	0,00071 *** (4,85)	0,00039 *** (12,76)	-0,00016 *** (-7,04)
Kinderzahl (unter 18 J.)	kids18	-0,051 (*) (-1,90)	-0,058 ** (-2,53)	-0,099 *** (-14,63)	-0,091 *** (-22,7)
Vorhandensein von Kindern < 7 Jahre	kids07	-0,025 (-0,71)	-0,131 *** (-3,47)	-0,127 *** (-12,21)	-0,037 *** (-6,22)
Einkaufsmenge Milchsorte in den 12 Vorwochen	lagqbioma/ lagqbioha/ lagqmarke/ lagqhand	0,012 *** (13,77)	0,017 *** (20,05)	0,011 *** (42,91)	0,009 *** (79,38)
Jahreszeiten-Dummies	fruehling (Mrz-Mai)	0,066 *** (5,83)	0,085 *** (8,37)	0,051 *** (17,51)	0,045 *** (23,9)
	sommer (Jun-Aug)	-0,035 *** (-3,35)	-0,011 (-1,14)	0,002 (0,73)	0,054 *** (29,4)
	winter (Dez-Febr)	0,031 ** (2,49)	0,066 *** (5,88)	0,031 *** (9,89)	0,045 *** (21,45)
R <sup>2</sup>		0,2529	0,2347	0,171	0,1661
F-Test	F-Wert	26,06	54,27	1 000,78	1 026,24
	p>F	0,000	0,000	0,000	0,000
Anz. Beobachtungen		18 794	24 453	267 609	804 705
Anz. Haushalte		1 852	2 736	15 251	19 931
Anz. Beobachtungen/ Haushalt	min	1	1	1	1
	avg.	10,1	8,9	17,5	40,4
	max	175	149	189	194

\*\*\*, \*\*, \*, (\*) sind auf dem 99,9 %, 99 %, 95 %, 90 %-Niveau signifikant  
t-Werte stehen in Klammern

Quelle: Eigene Berechnungen

Die Nachfrage nach den Biomilchsorten scheint sehr viel weniger durch Preisänderungen anderer Milchsorten beeinflusst zu sein als die Nachfrage nach den konventionellen Milchsorten. Dies zeigt sich an der fehlenden Signifikanz der Kreuzpreise in den Nachfragemodellen der Biomilchsorten und in der Asymmetrie der Kreuzpreiseffekte. Die Preise der Biomilchsorten beeinflussen die Nachfragemenge nach konventioneller Milch stärker als die Preise der konventionellen Milchsorten die Nachfrage nach Biomilch. Ein Beispiel: Sinkt der Preis für Biohandelsmarkenmilch um 1 %, sinkt die Nachfragemenge konventioneller Markenmilch um 0,4 %. Sinkt jedoch der Preis von konventioneller Markenmilch um 1 %, sinkt die Nachfrage nach Biohandelsmarkenmilch lediglich um 0,06 %<sup>10</sup>.

Die korrigierten  $\bar{R}^2$ -Werte der Schätzungen liegen zwischen 0,16 für konventionelle Handelsmarkenmilch und 0,25 für Biomarkenmilch. Der F-Test bestätigt in allen Fällen einen signifikanten (gemeinsamen) Einfluss der abhängigen Variablen auf die unabhängige Variable.

Ein besonderer Fokus dieser Untersuchung liegt auf den Preiselastizitäten der Nachfrage nach den unterschiedlichen Milchsorten. Die sich aus den Regressionskoeffizienten der Eigenpreisvariablen ergebenden Werte werden in Tabelle 7 den in Abschnitt 2.2 vorgestellten Werten aus der Literatur gegenübergestellt.

Die berechneten Preiselastizitäten für konventionelle Marken- und konventionelle Handelsmarkenmilch der vorliegenden Arbeit liegen im Betrag leicht unter denen der zitierten Arbeiten. Gemeinsames Ergebnis der in Tabelle 7 verglichenen Arbeiten ist, dass bei konventioneller Milch die Nachfrageelastizität im Bereich von -0,5 bis -1 liegt und sich die Preiselastizitäten nur marginal zwischen Marken und Handelsmarken unterscheiden. Auch für Biomilch kann in der vorliegenden Arbeit kein nennenswerter Unterschied zwischen der Preissensibilität der Verbraucher bei Marken und Handelsmarken festgestellt werden. In der Höhe unterscheiden sich die in der vorliegenden Arbeit ermittelten Elastizitäten für Biomilch jedoch grundlegend von den Werten bei GLASER und THOMPSON (18) sowie JONAS und ROOSEN (27). Beide Arbeiten kommen zu dem Ergebnis, dass Biomilch deutlich elastischer nachgefragt wird als konventionelle Milch. Sie berechnen Eigenpreiselastizitäten für Biomilch von -3,6 bzw. -10,2. Die Schätzungen der vorliegenden Arbeit zeigen mit Werten von -0,1 für Biomilch dagegen eine deutlich unelastischere Nachfrage als bei konventioneller Milch. Aufgrund der scheinbaren Unvereinbarkeit dieser Ergebnisse bedarf der Vergleich der Eigenpreiselastizitäten zwischen den verschiedenen Arbeiten einer näheren Erörterung.

Die berechneten Werte sind, wie erläutert, immer vor dem Hintergrund ihrer Entstehung zu beurteilen. Eine genauere Betrachtung von Datengrundlage, Berechnungsmethode und Untersuchungszeitraum der vorgestellten Studien kann bereits einige Hinweise auf mögliche Erklärungsgründe liefern. Sowohl die Studie von JONAS und ROOSEN (27) als auch die von GLASER und THOMPSON (18) erfassen keine Einkäufe im Naturkosthandel, wo Produkte im Allgemeinen preisunelastischer nachgefragt werden als im klassischen LEH<sup>11</sup>). Darüber hinaus unterscheiden sich die Untersuchungszeiträume der Studien deutlich. GLASER und THOMPSON (18, S. 15) stellen jedoch fest, dass die Preiselastizitäten der Nachfrage bei Bioprodukten im Zeitablauf im Betrag abnehmen<sup>12</sup>). Ein dritter Erklärungsgrund für die unterschiedliche Höhe der ermittelten Elastizitäten liegt in der Schätzmethode: Die bei GLASER und THOMPSON (18) sowie JONAS und ROOSEN (27) verwendeten Almost Ideal Demand Systeme (AIDS) neigen dazu, Elastizitäten bei Warengruppen, deren Ausgabenanteile sehr gering sind, zu überschätzen (18, S. 17). Vor diesem Hintergrund erscheint es plausibel, dass die vorliegende Analyse aufgrund der Berücksichtigung des Naturkosthandels, des jüngeren Untersuchungszeitraumes und der Anwendung von Einzelgleichungen zu einer unelastischeren Nachfrage kommt als die beiden älteren Studien.

Dass Bioprodukte preisunelastischer nachgefragt werden als ihre konventionellen Pendanten, obwohl sie zu den Premiumgütern zählen, ist durchaus plausibel: Es wird stets

Tabelle 7. Vergleich der ermittelten Preis- und Einkommens- bzw. Ausgabenelastizitäten in verschiedenen Studien zum Milch- und Biomilch-Markt

	GLASER/THOMPSON (2000)	JONAS/ ROOSEN (2008)	MONIER et al. (2009)	eigene Berechnungen (2010)
Untersuchungszeitraum	1989–1999	2000–2003	2005	2004–2007
Land/Markt	USA	Deutschland	Frankreich	Deutschland
Eigenpreiselastizitäten				
konvent. Markenmilch	-0,73**	-0,96*		-0,62***
konvent. Handels- markenmilch	-0,66**	-1,01*	-1,02*	-0,58**
Biomarkenmilch				-0,11***
Biohandelsmarkenmilch	-3,64	-10,17*	-0,38	-0,10**
Einkommens-/ Ausgabenelastizitäten				
konvent. Markenmilch	1,16*** <sup>a)</sup>	0,99* <sup>e)</sup>	---	0,03*** <sup>e)</sup>
konvent. Handels- markenmilch	1,00*** <sup>a)</sup>	1,04* <sup>e)</sup>	---	0,01** <sup>e)</sup>
Biomarkenmilch	-5,73*** <sup>a)</sup>	0,73* <sup>e)</sup>	---	0,01 <sup>e)</sup>
Biohandelsmarkenmilch			---	0,03 <sup>e)</sup>

\*\*\*, \*\*, \*, (\*) statistisch signifikant auf dem 99,9 %, 99 %-, 95 %-, 90 %- Niveau; a) Ausgabenelastizität; e) Einkommenselastizität;

--- entsprechende Ausgabenelastizität wurde nicht berechnet

Quelle: Eigene Darstellung

betont, dass Bioprodukte vornehmlich aus Überzeugung gekauft werden. Qualität, Frische und die Freiheit von synthetischen Pflanzenschutzmitteln stellen zentrale Kaufmotive für Bioprodukte dar. Der Preis ist für die Käufer, die sich auf der ersten Stufe bereits für Bio entschieden haben, also für diejenigen Haushalte, deren Nachfrageverhalten auf der zweiten Stufe untersucht wird, oftmals sekundär (37). Insofern entspricht es durchaus der Erwartung, wenn die Biomilchnachfrage weniger stark auf Preisänderungen reagiert als die Nachfrage nach konventioneller Milch. Hinzu kommt, dass die Anzahl substitutiver Güter bei Biomilch in vielen Einkaufsstätten deutlich geringer ist als bei konventioneller Milch. Sowohl die Discounter als auch die Mehrzahl der sonstigen Vertriebstypen führen nur Biofrischmilch und diese nur in einer Fettstufe. Möchte der Kunde Milch in Bioqualität kaufen, ist ein preisbedingtes Ausweichen auf H-Milch oder auf Milch mit einem anderen Fettgehalt somit nicht möglich.

Zu der Einschätzung, dass die Nachfrage nach Biomilch bzw. Bioprodukten unelastisch auf Preisänderungen reagiert, gelangen auch andere Autoren. MONIER et al. (36) berechnen für die Preiselastizität der Nachfrage nach Biomilch in Frankreich einen Wert ebenfalls im Betrag kleiner Eins, der sich jedoch nicht statistisch signifikant von Null unterscheidet (vgl. Tab. 5). Auch ZHANG et al. (53, S.15 f.) ermitteln, zwar nicht für Biomilch, sondern für frisches Biogemüse, eine unelastischere Nachfrage als für konventionelle Ware. Und auch RIPPIN (39, S. 69) kommt zu dem Schluss, dass Sonderpreisaktionen bei Bioprodukten deutlich weniger kaufstimulierend wirken als bei konventionellen Produkten.

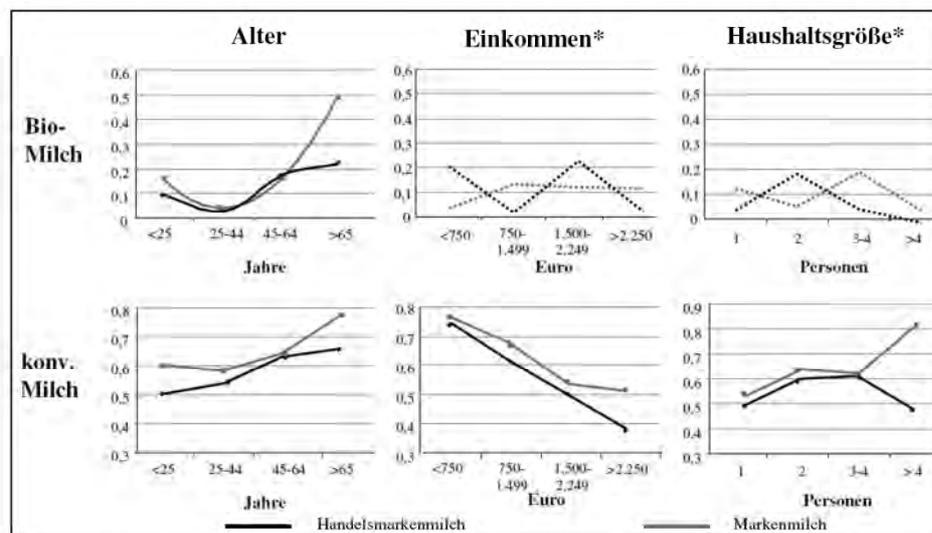
Das positive Vorzeichen der Einkommenselastizitäten aller Milchsorten ist plausibel: Mit steigendem Einkommen wächst die Nachfragemenge. Das heißt, bei Milch handelt es sich um ein superiores Gut. Die Höhe der Einkommenselastizitäten ist mit Werten zwischen 0,01 und 0,028 jedoch ebenfalls deutlich niedriger als in den anderen in Tabelle 7 zitierten Studien.

5.3.2 Differenzierung nach Haushaltscharakteristika

Besonderer Augenmerk bei der Untersuchung einzelner Haushaltsgruppen liegt auf Gruppen mit einem wachsenden Bevölkerungsanteil. Für die Zukunft ist eine zunehmende Alterung der Bevölkerung (11), eine steigende Streuung der Bruttoeinkommen (4, S. 65) und die Zunahme von Singlehaushalten (40) zu erwarten. Entsprechend dieser Trends wurden Preiselastizitäten für Haushalte unterschiedlicher Alters- und Einkommensklassen sowie verschiedener Haushaltsgrößen verglichen<sup>13)</sup>. Die Ergebnisse sind in Abbildung 3 dargestellt.

Für den deutschen Biomilchmarkt wurden bislang keine nach Haushaltsgruppen differenzierten Schätzungen von Nachfragefunktionen vorgenommen. Aus diesem Grund können die diesbezüglichen Ergebnisse der vorliegenden Arbeit nur mit Ergebnissen für konventionelle Milch von THIELE (42, S. 264) verglichen werden. Nach Thiele reagieren ärmere Haushalte, Singlehaushalte und ältere Haushalte etwas elastischer auf Preisänderungen bei Milch als ein durchschnittlicher Haushalt.

Diese Ergebnisse decken sich weitgehend mit denen der vorliegenden Arbeit. Sowohl bei Biomilch als auch bei konventioneller Milch reagiert die Altersgruppe der über 65-Jährigen am sensibelsten auf Preisänderungen (vgl. Abb. 3, linke Spalte). Die Preiselastizität nimmt jedoch nur bei konventioneller Handelsmarkenmilch kontinuierlich mit dem Alter zu. Für die Biomilchsorten und Markenmilch ist vielmehr ein j-förmiger Zusammenhang zwischen dem Alter und der Preissensibilität festzustellen. Das heißt, die Preiselastizität ist in sehr „jungen“ und in „alten“ Haushalten höher als in Haushalten „mittleren Alters“. Während jüngere Haushalte vermutlich aufgrund von Einkommensrestriktionen stärker auf Preise achten und preissensibler reagieren, könnte bei den Rentenerhaushalten eine



\* Da sich die Preiselastizitäten für die Biomilchsorten nicht signifikant von Null unterscheiden, sind die Grafen in den entsprechenden Diagrammen nur gepunktet dargestellt.

Abb. 3. Vergleich der ermittelten Preiselastizitäten der Nachfrage nach Milch und Biomilch in unterschiedlichen Alters- und Einkommensgruppen sowie bei unterschiedlicher Haushaltsgröße

Quelle: Eigene Berechnungen

durch die Kriegserfahrungen bedingte sparsamere Lebensweise oder aber ein höherer Zeitaufwand für Preisvergleiche Ursache der höheren Preissensibilität sein.

Mit steigendem Einkommen nimmt die Eigenpreiselastizität bei den konventionellen Milchsorten ab. Für Biomilch können keine signifikanten Unterschiede in der Preissensibilität zwischen verschiedenen Einkommensgruppen ermittelt werden (vgl. Abb. 3, mittlere Spalte). Aus diesem Grund sind die entsprechenden Werte in Abbildung 3 nur gepunktet dargestellt.

Während THIELE (42) für größere Haushalte eine unelastischere Nachfrage nach Milch ermittelt, steigt bei konventioneller Markenmilch nach den Ergebnissen der vorliegenden Arbeit die Preiselastizität mit steigender Haushaltsgröße an. Für konventionelle Handelsmarkenmilch kann ein umgedreht u-förmiger Verlauf festgestellt werden: Die Preiselastizität der Nachfrage ist in Singlehaushalten und in Haushalten mit vier und mehr Personen niedriger als in Haushalten mit zwei oder drei Haushaltsmitgliedern. Für die Biomilchsorten zeigt sich zwischen der Haushaltsgröße und der Preissensibilität erneut kein eindeutiger Zusammenhang (vgl. Abb. 3, rechte Spalte).

Insgesamt erscheinen die Unterschiede der Preiselastizitäten in verschiedenen Haushaltsgruppen eher gering. Dieses Ergebnis verdeutlicht, dass die Verwendung von Durchschnittselastizitäten bei konventioneller Milch und auch bei Biomilch eine akzeptable Annäherung an die „wahren“ Preiselastizitäten in den einzelnen Haushaltsgruppen darstellt.

### 5.3.3 Differenzierung nach Einkaufsstätten

Bei der getrennten Schätzung der Nachfragefunktion aus Gleichung (3.5) für unterschiedliche Einkaufsstätten ergeben sich die in Tabelle 8 dargestellten Preiselastizitäten. Über die Nachfrage im Naturkosthandel können nur für Biomilch Aussagen getroffen werden, da die anderen Milchsorten dort in aller Regel nicht angeboten werden.

Die Nachfrage zeigt sich bei allen Milchsorten in allen Vertriebstypen preisunelastisch und reagiert, mit Ausnahme von Biohandelsmarkenmilch, im Discounter am sensibelsten auf Preisveränderungen. Auffällig ist, dass bei Biomilch der Unterschied in der Preissensibilität der Verbraucher zwischen den Vertriebstypen deutlich größer ist als bei konventioneller Milch. Milchkäufer im Naturkosthandel scheinen sich in ihrem Kaufverhalten deutlich weniger vom Preis beeinflussen zu lassen als Biomilchkäufer im konventionellen LEH. Bei konventioneller Milch reagiert die Nachfrage in Super- und Verbrauchermärkten etwas unelastischer als in SB-Warenhäusern und Discountern.

Tabelle 8. Vergleich der berechneten Preiselastizitäten der Nachfrage nach Milch und Biomilch in unterschiedlichen Einkaufsstätten

Eigenpreiselastizitäten	Discounter	SB-Warenhaus	VM	SM	NKH
Biomilch	-0,661 **	-0,341 **	0,032	0,022	-0,220 ***
Biohandelsmarkenmilch	-0,270 **	-0,166	-0,368 **	-0,034	---
konvent. Markenmilch	-0,723 ***	-0,658 ***	-0,628 ***	-0,540 ***	---
konvent. Handelsmarkenmilch	-0,561 ***	-0,483 ***	-0,368 ***	-0,405 ***	---

Quelle: Eigene Berechnungen

Auf den ersten Blick verwunderlich erscheint die Höhe der Preiselastizitäten bei Biomilch. Sie fallen in allen Geschäftstypen höher aus als die über alle Geschäftstypen aggregierten Preiselastizitäten von  $-0,10$  für Biohandelsmarkenmilch und  $-0,11$  für Biomarkenmilch (vgl. Tabelle 5). Diese Tatsache liegt in der geringeren Aggregation der Daten begründet. Werden einzelne Geschäftstypen betrachtet, ist die Zahl der Substitute, die Verbraucher wählen können, sehr viel geringer als bei Betrachtung des Gesamtmarktes. Insofern ist es plausibel, wenn sich die Nachfrage in einzelnen Geschäftstypen unelastischer zeigt als in der über alle Einkaufsstätten aggregierten Analyse.

## 6 Schlussfolgerungen und Ausblick

Bevor im Folgenden Schlussfolgerungen aus den Schätzergebnissen gezogen werden und weiterer Forschungsbedarf aufgezeigt wird, sollen wesentliche Ergebnisse noch einmal zusammengefasst werden.

Die Wahrscheinlichkeit, zu den Biomilch kaufenden Haushalten zu gehören, steigt mit dem Bildungsniveau, mit dem Einkommen, wenn junge Kinder im Alter unter sieben Jahren im Haushalt leben und bei einer weiblichen Haushaltsführung. Mit steigender Kinderzahl sinkt die Wahrscheinlichkeit eines Biomilchkaufes. Dabei gibt es zwischen den Käufern von Biomarkenmilch und Biohandelsmarkenmilch keine grundlegenden Unterschiede in den Haushaltscharakteristika.

Die Höhe der auf der zweiten Stufe ermittelten Elastizitäten ist bei den konventionellen Milchsorten mit  $-0,62$  für Markenmilch und  $-0,58$  für Handelsmarkenmilch deutlich höher als bei den Biomilchsorten mit  $-0,11$  für Biomarkenmilch und  $-0,10$  für Biohandelsmarkenmilch. Diese Werte widersprechen den Ergebnissen bisheriger Arbeiten, die für Bioprodukte zumeist höhere Elastizitäten als für ihre konventionellen Pendanten berechneten. Eine geringere Preissensibilität der Verbraucher bei Biomilch im Vergleich zu konventioneller Milch erscheint aber durchaus plausibel, wenn angenommen wird, dass Biolebensmittel zumeist aus Überzeugung gekauft werden, Biokonsumenten weniger stark auf den Preis achten und die Anzahl substitutiver Güter bei Biomilch geringer ist als bei konventioneller Milch.

Zwischen verschiedenen Haushaltsgruppen können nur geringe Unterschiede in der Preissensibilität der Biomilchkäufer festgestellt werden. Haushalte im Rentenalter und sehr junge Haushalte reagieren stärker auf Preisänderungen als Haushalte mittleren Alters. Beträchtliche Unterschiede in der Preiselastizität zeigen sich aber zwischen verschiedenen Einkaufsstätten. Die Nachfrage nach Biomilch im Naturkosthandel ist deutlich preisunelastischer als im klassischen LEH.

### 6.1 Implikationen und Handlungsmöglichkeiten

Eine zentrale Frage für alle Akteure der Biomilch-Wertschöpfungskette ist, ob die Nachfrage auch in Zukunft steigen wird und wie weiteres Wachstum gefördert werden kann. Bei der Frage nach der zukünftigen Marktentwicklung lassen die Ergebnisse der Probit-Analyse vermuten, dass der Anteil der Biomilch konsumierenden Haushalte infolge eines durchschnittlich steigenden Bildungs- und Einkommensniveaus sowie einer durchschnittlich sinkenden Haushaltsgröße wachsen wird. Außerdem lässt der Präferenzwandel der Verbraucher hin zu einer gesünderen und bewussteren Ernährung auch einen Anstieg der pro Haushalt nachgefragten Menge erwarten. Die Tatsache, dass im Jahr 2007 nur knapp 12 % der Haushalte gelegentlich und 2,5 % regelmäßig zu Biomilch griffen, offenbart, angesichts von über 95 % der Haushalte, die mehr oder minder regelmäßig Milch kaufen,

weiteres Wachstumspotenzial. Dieses Potenzial gilt es von Milcherzeugern, Biomolkereien und Lebensmittelhändlern zu nutzen.

*Handlungsmöglichkeiten für Biomilchhersteller und den Lebensmitteleinzelhandel*

Doch welche Möglichkeiten haben Hersteller und Händler, die Nachfrage positiv zu beeinflussen und das Wachstumspotenzial zu nutzen? Ein Instrument der Verkaufsförderung sind *Preisaktionen*. Ob Preissenkungen zu Umsatzsteigerungen führen, hängt jedoch von der Preiselastizität der Nachfrage ab. Zu beachten ist, dass die ermittelten Preiselastizitäten nur für diejenigen Konsumenten gelten, die im Untersuchungszeitraum mindestens einmal die entsprechende Milchsorte gekauft haben. Dies sagt aber nichts über die Preissensibilität der bisherigen Nichtkäufer aus. Wichtig ist es deshalb, sich darüber klar zu werden, ob die Biomilchabsätze durch die Ansprache neuer Kundengruppen oder durch Mehrkäufe der bisherigen Biomilchkunden gesteigert werden sollen. Je nachdem, welches Ziel verfolgt wird, sind die Preis- und Promotionsstrategien bei Biomilch unterschiedlich auszugestalten. Um zusätzliche Käufer zu gewinnen, bieten sich nach Ergebnissen von PLASSMANN und HAMM (37, S. 87) Preisreduzierungen und Preisaktionen bei Produkten, bei denen Verbraucher relativ gute Preiskenntnis haben (z. B. Brot, Milch, Butter, Bananen), an. Zur Umsatzsteigerung durch eine höhere Nachfragemenge der aktuellen Biokäufer eignen sie sich dagegen eher nicht, wie die auf der zweiten Stufe berechneten Preiselastizitäten der Nachfrage zeigen: Die berechneten, sehr niedrigen und unelastischen Preiselastizitäten implizieren, dass infolge einer Absenkung der Biomilchpreise zwar die Nachfragemenge steigen wird. Doch kann die Mengensteigerung die Preissenkung voraussichtlich nicht kompensieren, sodass der Umsatz infolge von Preisabsenkungen sinkt. Aus Perspektive der Hersteller und Einzelhändler wäre es folglich von Vorteil, die Preisauflage bei Bioprodukten nicht zu reduzieren.

Neben Preisaktionen existieren andere Marketingmaßnahmen, die zur Stimulierung der Nachfrage bisheriger Biomilchkäufer Erfolg versprechender erscheinen. Vor allem Verkaufsförderungsmaßnahmen, die Bioprodukte für den Kunden glaubwürdiger und erlebbarer machen, dürften positive Absatzimpulse auslösen. *Verkostungsaktionen*, das persönliche Gespräch mit dem Hersteller oder Maßnahmen, die die besseren Haltungsbedingungen für Tiere im ökologischen Landbau herausstellen, können hier Erfolge zeigen. Auf gesättigten Märkten bieten sich auch *Produktinnovationen* an, um sich von der Konkurrenz zu unterscheiden und neue Verzehranlässe zu schaffen. Da besonders für deutsche Verbraucher die Naturbelassenheit von Milch und Milchprodukten ein entscheidendes Einkaufskriterium ist (46), erscheinen die Differenzierungsmöglichkeiten hier jedoch begrenzt.

Die Bedeutung von Biomilch nimmt nicht nur im LEH, sondern auch in angrenzenden Branchen wie dem Außer-Haus-Verzehr, der Kinder- und Schulverpflegung oder der Kosmetik zu. Beim Marktführer in der Systemgastronomie McDonalds steht Biomilch bereits auf der Speisekarte (2, S. 28). Hier eröffnen sich Produzenten und Verarbeitern von Biomilch neue Märkte, die es zu erschließen gilt. Wachstum kann folglich nicht nur durch Produkt- und Prozessinnovationen vorangetrieben werden, sondern auch durch *Diversifikation*, d. h. durch die Erschließung neuer Märkte mit bereits bestehenden oder neuen Produkten. Was *Bionade* im Bereich der Limonaden gelungen ist, könnte einer Biomolkerei mit einem innovativen Konzept ebenfalls gelingen: Die Schaffung eines Kult- bzw. Lifestylegetränks, das durch außergewöhnliche Zutaten und Herstellungsverfahren punktet und eine gesunde Alternative zu alkoholischen Getränken oder gewöhnlichen Softdrinks bietet.

#### *Handlungsmöglichkeiten für die Politik*

Für die Politik besteht die Aufgabe zum einen darin, die Landwirte bei der Umstellung von konventioneller Milcherzeugung auf ökologische Produktion zu unterstützen. Zum anderen muss auch gewährleistet werden, dass dem Angebot an Biomilch eine entsprechende Nachfrage gegenübersteht. So sollten politische Maßnahmen auch auf eine weiterhin steigende Nachfrage und Wertschätzung von Biomilch abzielen und damit nicht nur die Angebotsseite, sondern auch die Nachfrageseite stärken. Als direkte Maßnahmen kann beispielsweise die Einführung von Biomilch in Betrieben der Gemeinschaftsverpflegung wie Schulen, Kantinen und Krankenhäusern unterstützt werden. Aber auch indirekt kann die Politik Einfluss auf die Biomilchnachfrage nehmen. Die Ergebnisse der Probit-Analyse implizieren, dass die Anzahl der Biomilchkäufer wachsen würde, wenn das (reale) Pro-Kopf-Einkommen, die Anzahl der Haushalte mit jungen Kindern oder das Bildungsniveau steigen würde. Denkbar wären folglich verstärkte Investitionen in (Ernährungs-) Bildung und eine finanzielle Besserstellung von Familien mit kleinen Kindern.

### **6.2 Weiterer Forschungsbedarf**

Die vorliegende Analyse des Biomilchmarktes gewinnt neue Erkenntnisse zur Identität und zum Verhalten von Biomilchkäufern. Dennoch bleiben einige Fragen unbeantwortet und es besteht weiterer Forschungsbedarf.

Um die erstellten Käuferprofile noch weiter zu schärfen, wäre ein Einbezug von *psychischen Faktoren* in die Nachfrageanalyse vorteilhaft. Psychische Faktoren üben direkt, in Form von Emotionen, Motivationen, Einstellungen oder Wissen, einen starken Einfluss auf die individuellen Kaufentscheidungen und damit auch auf die Gesamtnachfrage aus (30, S. 51 ff.). Die Analyse zeigt, dass sich Biokäufer durch soziodemografische Variablen allein nicht eindeutig charakterisieren lassen. Mehrere Studien deuten aber darauf hin, dass sie über ein ähnliches Einstellungs- und Wertesystem verfügen (vgl. 2; 9; 19; 26). Dies lässt vermuten, dass psychische Variablen einen hohen Beitrag sowohl zur Erklärung der nachgefragten Milchmenge als auch zur Unterscheidung zwischen Gelegenheits-, Stamm- und Nichtkäufern leisten würden.

Des Weiteren könnten durch den Einbezug weiterer Datenquellen ergänzende Informationen gewonnen oder Ergebnisse verglichen werden. Scannerdaten aus dem Handel als Beispiel könnten detaillierte, nach Regionen und Geschäftstypen differenzierte Preisinformationen liefern. Außerdem ermöglichen sie die Untersuchung, ob Verbraucher auf Preissteigerungen bei Biomilch elastischer oder unelastischer reagieren als auf Preissenkungen (asymmetrische Preisreaktionen). Auch die Frage, ob Preisschwellen existieren, bei deren Überschreitung die Biomilchnachfrage sprunghaft absinkt (Knick in der Nachfragefunktion), kann durch die Analyse von Daten eines Handelspanels beantwortet werden (vgl. z. B. 24).

Der Markt für Biolebensmittel birgt nach wie vor großes Forschungspotenzial. Eine wichtige Weiterführung der vorliegenden Arbeit besteht darin, die für Biomilch angestellten Untersuchungen auf weitere Warengruppen aus ökologischer Erzeugung auszudehnen. Eine differenzierte Analyse der Biokonsumenten und ihres Verhaltens könnte angesichts des aufgezeigten Wachstumspotenzials und der Dynamik im Markt dazu beitragen, dass Bioprodukte insgesamt und Biomilch im Speziellen am Wirtschaftsaufschwung nach der Krise überproportional partizipieren können.

### Zusammenfassung

In der deutschen Literatur zum Markt für Biolebensmittel mangelt es bislang an quantitativen, ökonomischen Analysen, die die Preis- und Einkommenselastizität der Nachfrage untersuchen. Die vorliegende Arbeit liefert einen Beitrag, diese Forschungslücke zu schließen, indem Käufercharakteristika und Determinanten der Nachfrage nach Biomilch anhand von Daten des GfK-Haushaltspanels Consumer Scan für den Untersuchungszeitraum 2004 bis 2007 quantitativ analysiert werden. Es wird ein mehrstufiges Schätzverfahren angewendet. Auf der ersten Stufe wird mit Hilfe einer Probit-Analyse untersucht, welche Haushaltscharakteristika einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit haben, Biomilch zu kaufen. Kauft ein Haushalt Biomilch, analysiert die zweite Stufe, welche Determinanten die nachgefragte Menge beeinflussen. In einem dritten Schritt wird untersucht, ob sich die Preissensitivität der Verbraucher zwischen verschiedenen Haushaltsgruppen bzw. zwischen verschiedenen Einkaufsstätten unterscheidet.

Die Schätzergebnisse zeigen, dass die Wahrscheinlichkeit, Biomilch zu kaufen, mit steigendem Bildungsniveau, mit steigendem Einkommen, wenn sehr junge Kinder im Haushalt leben und bei einer weiblichen Haushaltsführung wächst. Sie sinkt dagegen, wenn mehr als ein Kind im Haushalt lebt.

Die auf der zweiten Stufe berechneten Preiselastizitäten zeigen, dass Biomilch in Deutschland – sowohl in Marken- als auch in Handelsmarkenqualität – sehr unelastisch nachgefragt wird. Die nach Haushaltscharakteristika differenzierten Schätzungen ergeben, dass Alter, Einkommen und Haushaltsgröße bei Biomilch einen deutlich geringeren Einfluss auf die Preissensibilität der Verbraucher haben als bei konventionell erzeugter Milch. Sowohl für Biomilch als auch für konventionell erzeugte Milch ist die Preiselastizität der Nachfrage in Discountern höher als in anderen Formen des Lebensmitteleinzelhandels. Erwartungsgemäß reagieren Verbraucher im Naturkosthandel am wenigsten auf Preisänderungen.

Die im Betrag niedrigen Preiselastizitäten der Nachfrage nach Biomilch legen den Schluss nahe, dass sich mit Preisaktionen im Einzelhandel keine Umsatzsteigerungen erzielen lassen. Zur Unterstützung des Wachstums des deutschen Biomilch-Marktes bieten sich vielmehr andere Marketingmaßnahmen an, die vornehmlich auf der Kommunikations- und Distributionspolitik der Unternehmen beruhen.

*Schlüsselwörter:* Biomilch, Haushaltspanel, Probit Analyse, Fixed-Effects-Modell, Handelsmarken, Preiselastizität der Nachfrage

### Summary

#### *Determinants of the demand for organic milk in Germany – An econometric analysis*

A growing number of studies deals with consumer decisions with respect to organic food, but only a few provide quantitative estimates of price and income elasticities. This paper contributes to the existing literature by providing own-price elasticity estimates as well as analysis of the socio-demographic determinants of demand for organic milk. The analysis is based on the GfK Consumer Scan Scanner panel dataset on food purchases of German households covering a sample period of four years from January 2004 to December 2007. A multi-stage estimation procedure is applied. Firstly, a probit regression figures out which household characteristics influence the probability of buying organic milk. Secondly, a fixed-effects-panel regression selects all those determinants that have an effect on the quantity demanded. Finally, the study determines whether the price elasticity of demand depends on income, age and household size and whether price elasticity varies between different shop types.

The results show that the tendency to buy organic milk rises with an increase in the level of education and income. Furthermore, the demand is usually higher in households with young children and with a female responsible for budget management. However, the probability declines when there is more than one child per household.

The results of the fixed-effects-regression indicate that the demand for organic milk in Germany is highly price-inelastic. As expected, price sensitivity for all types of milk is higher in discount shops than in other forms of retail such as supermarkets or large-scale retail. Demand in organic food shops is the least responsive to price changes.

Low absolute price elasticities indicate that price promotions at retail level will not lead to an increase in sales. Instead, other instruments in the marketing mix, especially those based on communication and distribution policy, seem to be more promising.

*Keywords:* Organic milk, Household Panel, Probit Analysis, Fixed-Effects-Panels Analysis, Price elasticity, Private Labels

## Résumé

### *Les déterminants de la demande de lait biologique – Une analyse économétrique*

Dans les publications allemandes consacrées au marché des denrées alimentaires biologiques, les études quantitatives et économétriques qui analysent l'élasticité de la demande par rapport aux prix et aux revenus font défaut. Cette étude a pour objet de combler ce manque dans la recherche en analysant les caractéristiques des consommateurs et les éléments déterminant la demande de lait biologique sur la base de données issues du panel des ménages «GfK Consumer Scan» dans la période de 2004 à 2007.

Dans un premier temps, nous examinerons à l'aide d'une régression logistique les caractéristiques des ménages susceptibles d'avoir une influence sur la probabilité d'acheter du lait bio. Si un ménage achète du lait bio, nous analyserons dans un second temps les éléments ayant une influence sur la quantité demandée. Dans un troisième temps, nous examinerons dans quelle mesure la sensibilité des consommateurs aux prix varie en fonction des différents groupes de ménages, voir en fonction des différents lieux d'achats.

Les résultats des statistiques montrent que la probabilité d'acheter du lait bio augmente en fonction du niveau culturel, du niveau des revenus et si de très jeunes enfants vivent au sein des ménages ou bien sous la régie d'une personne de sexe féminin. En revanche, elle diminue si on compte plus d'un enfant dans un ménage. Les élasticités de la demande par rapport aux prix calculés sur la base de modèles de panels montrent que la demande en matière de lait bio n'est pas élastique. L'âge, le revenu et la taille du ménage ont une influence bien moins significative sur la sensibilité des consommateurs aux prix que dans le cas du lait produit de manière conventionnelle.

L'élasticité de la demande par rapport aux prix est plus forte dans les magasins discount que dans toute autre forme de magasins, aussi bien en ce qui concerne le lait bio que en ce qui concerne le lait produit de manière conventionnelle. Dans ce cas précis, la sensibilité est cependant plus grande vis-à-vis du lait bio que vis-à-vis du lait produit de manière conventionnelle. Conformément aux attentes, c'est dans les magasins de vente de produits biologiques que les consommateurs réagissent le moins aux changements de prix.

*Mots clés:* Lait biologique, panel de ménages, analyse probit, modèle à effets fixes, marques de commerce, élasticité de la demande par rapport aux prix

## Literatur

1. ARNDT-RAUSCH, B., 2009: Unterschiedlich ausgeprägtes Öko-Bewusstsein. In: Lebensmittel Zeitung, Ausgabe 18, 30.04.2009, S. 36.
2. BALZ, M., 2008: Branchen im Blickpunkt: Die ökologische Lebensmittelwirtschaft. In: ifo Schnelldienst, Jg. 61, H. 9, S. 23–28.
3. BIEN, B.; MICHELS, P., 2007: Aufbau einer kontinuierlichen Berichterstattung zum Einkaufsverhalten bei ökologisch erzeugten Produkten in Deutschland unter Einbeziehung der Ergebnisse aus dem BÖL-Projekt 02OE367. Abschlussbericht des Forschungsprojektes 02OE367/F des Bundesprogramms Ökologischer Landbau.
4. BMAS Bundesministerium für Arbeit und Soziales, 2008: Lebenslagen in Deutschland. Der dritte Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung. Bonn.
5. BÖLW Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft e.V., 2009: Zahlen, Daten, Fakten: Die Bio-Branche 2009. Berlin.
6. –, 2010: Zahlen, Daten, Fakten: Die Bio-Branche 2010.
7. BOUMRA-MECHEMACHE, Z.; RÉQUILLART, V.; SOREGAROLI, C.; TRÉVISIOL, A., 2008: Demand for dairy products in the EU. In: Food Policy, Jg. 33, II. 7, S. 644–656.
8. BRUHN, M., 2002: Die Nachfrage nach Bioprodukten. Eine Langzeitstudie unter besonderer Berücksichtigung von Verbrauchereinstellungen. Peter Lang, Frankfurt a. M.
9. CÍCIA, G.; DEL GUIDICE, T.; SCARPA, R., 2002: Consumers' perception of quality in organic food: a random utility model under preference heterogeneity and choice correlation from rank-orderings. In: British Food Journal, Jg. 104, H. 3/4/5, S. 200–213.
10. DEATON, A.; MUELLBAUER, J., 1980: Economics and Consumer behavior. Cambridge University Press, Cambridge.
11. Europäische Kommission, 2008: Bevölkerungsprojektionen 2008–2060. In der EU27 wird die Zahl der Sterbefälle ab 2015 die Zahl der Geburten übersteigen. Eurostat-Pressemitteilung 119/2008 vom 26.

- August 2008. Online verfügbar unter <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/population/documents/Tab/3-26082008-DE-AP.pdf>. (Abrufdatum: 06.04.2010).
12. FAHLBUSCH, M.; BAHR, A.; BRÜMMER, B.; SPILLER, A., 2009: Der Markt für Milch und Milcherzeugnisse. In: *Agrarwirtschaft*, Jg. 58, H. 1, S. 36–52.
  13. FAPRI Food and Agricultural Policy Research Institute, 2007: Historische Daten des U.S. and World Agricultural Outlook 2007. FAPRI Staff Report 07-FSR 1. Ames, Iowa, USA.
  14. FENDEL, R., 2004: Paneldatenanalyse. Teil 1: Theoretische Grundlagen. In: *Wirtschaft und Statistik*, H. 12, S. 736–740.
  15. GERLACH, S.; SPILLER, A.; WÖCKEN, C., 2006: Der Markt für Milch und Milchprodukte. In: *Agrarwirtschaft*, Jg. 55, H. 1, S. 29–50.
  16. GIANNAKAS, K., 2002: Information asymmetries and consumption decisions in organic food product markets. In: *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Jg. 50, H. 1, S. 35–50.
  17. GLASER, K.; THOMPSON, G. D., 1998: Demand for Organic and Conventional Frozen Vegetables. Beitrag auf der Jahrestagung der Western Agricultural Economics Association, 08.-11. August 1998 in Nashville, Tennessee.
  18. –, 2000: Demand for Organic and Conventional Beverage Milk. Beitrag auf der Jahrestagung der Western Agricultural Economics Association, 29. Juni–01. Juli 2000 in Vancouver, British Columbia.
  19. GOESSLER, R. (Hrsg.), 2003: Bio-Frische im LEH. Fakten zum Verbraucherverhalten. Materialien zur Marktberichterstattung, Nr.45. ZMP-Verlag, Bonn.
  20. –, 2007: Ökomarkt Jahrbuch 2007. Verkaufspreise im ökologischen Landbau. Materialien zur Marktberichterstattung, Nr.68. ZMP-Verlag, Bonn.
  21. –, 2008: Ökomarkt Jahrbuch 2008. Verkaufspreise im ökologischen Landbau. Materialien zur Marktberichterstattung, Nr.77. ZMP-Verlag, Bonn.
  22. HANF, J. H.; WETTSTEIN, N., 2008: Bio-Handelsmarken als strategisches Instrument zur Positionierung und Imagebildung eines Lebensmittelhändlers – Chancen und Risiken. In: *Journal für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit*, Jg. 4, H. 1, S. 15–22.
  23. HEIEN, D.; WESSELLS, C. R., 1990: Demand Systems Estimation With Microdata: A Censored Regression Approach. In: *Journal of Business & Economic Statistics*, Jg. 8, H. 3, S. 365–371.
  24. HERRMANN, R.; MÖSER, A., 2006: Do Psychological Prices Contribute to Price Rigidity? Evidence from German Scanner Data on Food Brands. In: *Agribusiness*, Jg. 22, H. 1, S. 51–67.
  25. HILL, H.; LYNCHHAUN, F., 2002: Organic milk: attitudes and consumption patterns. In: *British Food Journal*, Jg. 104, H. 7, S. 526–542.
  26. HUGHNER, R. S.; McDONAGH, P.; PROTHERO, A. et al., 2007: Who are organic food consumers? A compilation and review of why people purchase organic food. In: *Journal of Consumer Behaviour*, Jg. 6, S. 94–110.
  27. JONAS, A.; ROOSEN, J., 2008: Demand for Milk Labels in Germany: Organic Milk, Conventional Brands and Retail Labels. In: *Agribusiness*, Jg. 24, H. 2, S. 192–206.
  28. KAFKA, C.; VON ALVENSLEBEN, R., 1998: Consumer Perceptions of Food-Related Hazards and the Problem of Risk Communication. 4th Plenary Meeting: “Health, Ecological and Safety Aspects in Food Choice” Vol. 4, No. 1, 1998, S. 21–40.
  29. KOHLER, U.; KREUTER, F., 2006: Datenanalyse mit Stata. Allgemeine Konzepte der Datenanalyse und ihre praktische Anwendung. 2. vollständig überarbeitete und ergänzte Auflage, R. Oldenbourg Verlag, München.
  30. KROEBER-RIEL, W.; WEINBERG, P., 1999: Konsumentenverhalten. 7. Auflage, Verlag Franz Vahlen, München.
  31. LIN, B.-H.; YEN, S. T.; HUANG, C. L., 2008: Demand for Organic and Conventional Fresh Fruits. Beitrag auf der Jahrestagung der American Agricultural Economics Association, 27.–29. Juli in Orlando, Florida.
  32. LZ Lebensmittel Zeitung, 2007: Höherer Milchpreis fordert Tribut: Kieler Wissenschaftler errechnen zum Teil drastischen Nachfragerückgang. In: *Lebensmittel Zeitung*, Jg. 59, Ausgabe 45, 2007, S. 22. Deutscher Fachverlag GmbH, Frankfurt am Main.
  33. MADDALA, G. S., 1983: *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge.
  34. MIV Milchindustrieverband, 2010a: Bedeutung der Discounter für Milch und Milchprodukte. Herausgegeben von Milch & Markt – Presse-Online-Service der deutschen Milchindustrie. Online verfügbar unter [http://www.milchindustrie.de/de/milch/nachfrage/bedeutung\\_discount\\_milchprod/](http://www.milchindustrie.de/de/milch/nachfrage/bedeutung_discount_milchprod/). (Abrufdatum: 06.04.2010).
  35. –, 2010b: ESL-Milch – eine weitere Milch-Alternative im Kühlregal. Herausgegeben von Milch & Markt – Presse-Online-Service der deutschen Milchindustrie. Online verfügbar unter [http://www.milchindustrie.de/de/teaser\\_2009/esl\\_brandl/](http://www.milchindustrie.de/de/teaser_2009/esl_brandl/). (Abrufdatum: 15.04.2010).
  36. MONIER, S. et al., 2009: Organic Food Consumption Patterns. In: *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*, Jg. 7. Special Issue: Quality Promotion through Eco-Labeling, Artikel 12.

37. PLASSMANN, S.; HAMM, U., 2009: Kaufbarriere Preis? - Analyse von Zahlungsbereitschaft und Kaufverhalten bei Öko-Lebensmitteln. Unveröffentlichter Abschlussbericht des Projektes 06OE119 des Bundesprogramms Ökologischer Landbau.
38. RAMANATHAN, R., 1995: Introductory Econometrics with Applications. 5. Auflage, The Dryden Press, Harcourt Brace College Publishers, Fort Worth.
39. RIPPIN, M., 2008: Analyse von Forschungsergebnissen im Hinblick auf die praxisrelevante Anwendung für die Vermarktung und das Marketing von Öko-Produkten. Zusammenfassung - vergleichende Betrachtung und Erarbeitung von Empfehlungen für die Praxis. Unveröffentlichter Abschlussbericht des Projektes 06OE301 des Bundesprogramms Ökologischer Landbau.
40. StBA Statistisches Bundesamt, 2006: Leben in Deutschland. Haushalte, Familien und Gesundheit – Ergebnisse des Mikrozensus 2005. Wiesbaden.
41. STOLZ, H.; BODINI, A.; SOLZE, M.; HAMM, U., 2009: Lebensmittelqualität aus der Verbraucherperspektive. Eine Synthese qualitativer Studien zur Wahrnehmung und Beurteilung verschiedener Qualitätskriterien bei Öko-Produkten. In: Berichte über Landwirtschaft, Bd. 87, Heft 1, S. 153–182.
42. THIELE, S., 2008: Elastizitäten der Nachfrage privater Haushalte nach Nahrungsmitteln. Schätzung eines AIDS auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003. In: Agrarwirtschaft, Jg. 57, H. 5, S. 258–266.
43. THOMPSON, G. D., 1998: Consumer demand for organic foods: What we know and what we need to know. In: American Journal of Agricultural Economics, Jg. 80, H. 5, S. 1113–1118.
44. –, 1998: Consumer Demand for Organic Foods. Beitrag auf der Jahrestagung der American Agricultural Economics Association, 02.–05. August 1998 in Salt Lake City, UT.
45. KIDWELL, J., 1998: Explaining the Choice of organic produce, cosmetic defects, prices and consumer preferences. In: American Journal of Agricultural Economics, S. 7–287.
46. WEINDLMAIER, H., 2005: Konsequentes Sowohl-als-auch. In: Lebensmittel Zeitung, Jg. 57, Ausgabe 38 vom 23.09.2005, S. 46.
47. WIER, M.; S. SMED, S., 2000: Consumption of Organic Foods, Part 2: Modelling demand. In Dänisch mit englischer Zusammenfassung. Technical Report Nr. 319, National Environmental Research Institute, Roskilde.
48. WILDNER, S., 2000: Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung von Gesundheitsinformationen. Sonderhefte der Agrarwirtschaft, Nr. 169. Agrimedia, Bergen.
49. WILL, B., 2009: Grüne Eigengewächse. In: Lebensmittel Zeitung, Ausgabe 18, 30.04.2009, S. 33.
50. WÖCKEN, C.; SPILLER, A., 2007: Der Markt für Milch und Milcherzeugnisse. In: Agrarwirtschaft, Jg. 56, H. 1, S. 26–47.
51. WÖCKEN, C.; HEMME, T.; RAMANOVICH, M.; FAHLBUSCH, M.; SPILLER, A., 2008: Der Markt für Milch und Milcherzeugnisse. In: Agrarwirtschaft, Jg. 57, H. 1, S. 36–58.
52. WOOLDRIDGE, J. M., 2002: Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. Cambridge (Massachusetts), The MIT Press, London.
53. ZHANG, F.; HUANG CHUNG, L.; LIN, B.-H.; EPPERSON, J. E., 2006: National Demand for Fresh Organic and Conventional Vegetables: Scanner Data Evidence. Beitrag auf der Jahrestagung der American Agricultural Economics Association, 23.–26. Juli 2006 in Long Beach, CA.

### Fußnoten

- <sup>1)</sup> In den USA wird Milch in drei Standardgrößen, „Quarts“, „Half Gallons“ und „Gallons“, angeboten. Die Verpackungsgröße spielt dort bei der Nachfrageanalyse von Biomilch eine entscheidende Rolle, da der wertmäßige Marktanteil bei verschiedenen Packungsgrößen sehr unterschiedlich hoch ausfällt (18, S. 7 f). Für Deutschland dürfte der Verpackungsinhalt im Gegensatz zu den USA nur eine untergeordnete Rolle spielen, da Milch fast ausschließlich in 1-Liter-Verpackungen verkauft wird.
- <sup>2)</sup> Da häufig argumentiert wird, dass für die Wahl zwischen konventionellen und Biolebensmitteln der Preisabstand von entscheidender Bedeutung ist, wurde in einem alternativen Modell mit Preisdifferenzen statt absoluten Preisen als erklärenden Variablen gearbeitet. Da sich die Regressionsergebnisse nur geringfügig unterscheiden, wurde aufgrund der besseren Interpretierbarkeit der Ergebnisse das Modell mit absoluten Preisen ausgewählt.
- <sup>3)</sup> Nullbeobachtungen der abhängigen Variablen können aus verschiedenen Gründen auftreten: Der Haushalt hat keine Präferenz für das Produkt, Einkommensrestriktionen zwingen den Haushalt, auf das Produkt zu verzichten, die Erfassungsperiode ist zu kurz oder der Haushalt hat seine Einkäufe nur unvollständig berichtet (42, S. 260). Grund für die Unterstellung, dass Einkommensrestriktionen den Haushalt zum Verzicht zwingen, ist, dass das Einkommensrestriktionen der einzige der genannten Gründe ist, der in der später formulierten Schätzgleichung (3.5) explizit modelliert wird.

- 4) Tests auf Economies bzw. Diseconomies of Scale im Konsum von (Bio-) Milch ergaben, dass von einer proportional mit der Zahl der Haushaltsmitglieder steigenden Nachfragemenge ausgegangen werden kann. Die Pro-Kopf-Nachfragemenge als abhängige Variable berechnet sich folglich als der Quotient aus der wöchentlichen Haushaltsnachfragemenge und der Haushaltsgröße.
- 5) Die Preise und das Einkommen wurden mithilfe des Preisindexes der Lebenshaltung deflationiert. Als Basiswoche diente die erste Woche des Jahres 2005.
- 6) Da der Herbst gemäß der deskriptiven Statistik die Jahreszeit mit dem niedrigsten Verbrauch konventioneller Milch und den geringsten Verbrauchsschwankungen ist, wurde er als Referenzkategorie gewählt.
- 7) Das monatliche Haushaltsnettoeinkommen wird innerhalb verschiedener Einkommensklassen angegeben. Um eine metrische Variable zu erhalten, wurden die Klassenmitten als Näherungswert für das tatsächliche monatliche Haushaltseinkommen gewählt. Die Strukturdaten enthalten keine Informationen über Sonderzahlungen an Arbeitnehmer, wie Auszahlungen von Weihnachts- und Urlaubsgeld oder Gratifikationen. Deshalb wurde bei der Einkommensvariablen in der vorliegenden Arbeit eine Modifikation vorgenommen. Dabei wurde das Dezembereinkommen mit dem Faktor 1,5 multipliziert, da davon ausgegangen wird, dass die Mehrzahl der Paneelenehmer zumindest Weihnachtsgeld erhält und, dass das Weihnachtsgeld, das mit dem Novembergehalt oder Anfang Dezember ausgezahlt wird, vor allem im Dezember konsumwirksam wird. Der Faktor 1,5 wurde gewählt, da das Weihnachtsgeld nicht bei allen Arbeitnehmern aus einem dreizehnten Monatsgehalt besteht. Gleichzeitig sollte durch den im Vergleich zu einem dreizehnten Monatsgehalt niedrigeren Faktor von 1,5 der progressiven Einkommensbesteuerung und der Sparneigung der Konsumenten wenigstens teilweise Rechnung getragen werden. Da ein Pro-Kopf-Modell geschätzt wird, wurde das Haushaltsnettoeinkommen zusätzlich um die Zahl der Haushaltsmitglieder bereinigt. Dazu wurden den Haushaltsmitgliedern gemäß der neuen Äquivalenzskala der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) verschiedene Gewichtungsfaktoren zugewiesen, wodurch sich ein gewichtetes monatliches Pro-Kopf-Einkommen (im Folgenden als Nettoäquivalenzeinkommen bezeichnet) ergab.
- 8)  $\beta$ -Koeffizienten lassen sich wie folgt interpretieren: Ändert sich eine unabhängige Variable um eine Standardabweichung, verändert sich die abhängige Variable um  $\beta$  Standardabweichungen. Durch die Standardisierung sind die Koeffizienten in der Höhe miteinander vergleichbar.
- 9) Die Ergebnisse in Tabelle 6 deuten darauf hin, dass im Frühling und im Winter die Nachfrage bei allen Milchsorten leicht über der Referenzjahreszeit Herbst liegt. Biomilch wird in den Sommermonaten weniger nachgefragt als im Herbst, konventionelle Milch dagegen leicht mehr. Ergebnisse von Modellen mit einzelnen Monats-Dummies und der deskriptiven Statistik zeigen, dass der Mai der Monat des höchsten Verbrauchs bei allen Milchsorten ist.
- 10) Die Nachfrage nach Biomilch wurde auch auf potenzielle substitutive oder komplementäre Beziehungen zu Sojamilch untersucht, indem der Preis von Sojamilch als zusätzliche erklärende Variable in das Modell aufgenommen wurde. Der Einfluss des Sojamilchpreises war jedoch sowohl bei Biomilch als auch bei Sojamilch mit einem Regressionskoeffizienten von -0,01, als auch bei Biohandelsmarkenmilch (-0,1) sehr niedrig und nicht signifikant. Aufgrund einer hohen Korrelation mit den Preisen der anderen Milchsorten und der dadurch entstehenden Multikollinearität wurde der Sojamilchpreis letztendlich nicht als erklärende Variable aufgenommen.
- 11) Nach Angabe von JONAS und ROOSEN (27) wurden im GfK Haushaltspanel der Jahre 2000 bis 2003 aufgrund dieser Beschränkung nur rund 36 % der Umsätze mit Bioprodukten abgebildet. Unter der Annahme, dass Konsumenten, die Bioprodukte „aus Überzeugung“ kaufen, ihre Produkte oft in Spezialgeschäften wie dem Naturkosthandel kaufen, handelt es sich bei den Biokäufern im LEH eher um Biokäufer, die preiselastischer einkaufen. Insofern dürfte die Preiselastizität der Biokäufer im Naturkosthandel über dem Wert für Biokäufer im LEH liegen.
- 12) Bei der von GLASER und THOMPSON (18) berechneten Preiselastizität handelt es sich um einen Durchschnittswert für den Gesamtzeitraum von 1988 bis 1999. Die Autoren stellen fest, dass die berechneten Elastizitäten für Biomilch im Zeitablauf deutlich abnehmen, die Preiselastizitäten für Marken- und Handelsmarkenmilch dagegen über die Zeit konstant bleiben (18, S. 15).
- 13) Angesichts ihres wachsenden Anteils wäre auch eine gesonderte Untersuchung der Haushalte mit Migrationshintergrund interessant. Da diesbezügliche Angaben jedoch nicht vorlagen, konnte keine Unterscheidung zwischen Haushalten mit und ohne Migrationshintergrund vorgenommen werden.

*Autorenanschrift:* M.Sc. REBECCA SCHRÖCK, Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Justus Liebig Universität Giessen, Senckenbergstr. 3, 35390 Giessen, Deutschland  
rebecca.schroeck@ernaehrung.uni-giessen.de

**Anhang**

*Anhang 1. Deskriptive Statistik der Variablen der Probit-Analyse (Jahresdaten\*)*

Abhängige/ unabhängige Variable	Variablenname	Mittelwert	Std. abw.	Min	Max	
Biomarkenmilch-Käufer	Gelegenheitskäufer	biomahh	0,0824	0,2750	0	1
	Stammkäufer	biomahh12	0,0196	0,1386	0	1
Biohandelsmarkenmilch-Käufer	Gelegenheitskäufer	biohahh	0,1162	0,3205	0	1
	Stammkäufer	biohahh12	0,0260	0,1592	0	1
Markenmilch-Käufer	Gelegenheitskäufer	markenhh	0,6964	0,4598	0	1
	Stammkäufer	markenhh12	0,2474	0,4315	0	1
Handelsmarkenmilch-Käufer	Gelegenheitskäufer	handelhh	0,9859	0,1178	0	1
	Stammkäufer	handelhh12	0,9212	0,2695	0	1
Kinderzahl	keine Kinder	kids18_1	0,6469	0,4779	0	1
	1 Kind	kids18_2	0,1609	0,3674	0	1
	2 Kinder	kids18_3	0,1448	0,3519	0	1
	≥3 Kinder	kids18_4	0,0475	0,2126	0	1
Bildung	Hauptschule	bildung1	0,2584	0,4378	0	1
	Realschule	bildung2	0,3087	0,4620	0	1
	(Fach-) Abitur	bildung3	0,2156	0,4112	0	1
	Universität/ FH	bildung4	0,2172	0,4124	0	1
Alter	<25 Jahre	alter1	0,2017	0,4013	0	1
	25–34 Jahre	alter2	0,1617	0,3682	0	1
	35–44 Jahre	alter3	0,1435	0,3506	0	1
	45–49 Jahre	alter4	0,2265	0,4186	0	1
	55–64 Jahre	alter5	0,1909	0,3930	0	1
	≥65 Jahre	alter6	0,0757	0,2645	0	1
Einkommen	<750 €	y1	0,2762	0,4471	0	1
	750 €–1 249 €	y2	0,3830	0,4861	0	1
	1 50 €–1 749 €	y3	0,2028	0,4021	0	1
	1 50 €–2 249 €	y4	0,0871	0,2820	0	1
	≥2 250 €	y5	0,0509	0,2198	0	1
Beruf	Angestellte & Beamte	beruf1	0,4214	0,4938	0	1
	Arbeiter & Lehrlinge	beruf2	0,1194	0,3242	0	1
	Freiberufler & Selbständige	beruf3	0,0490	0,2160	0	1
	Hausfrauen, Rentner & Studenten	beruf4	0,3395	0,4735	0	1
	Landwirte	beruf5	0,0011	0,0329	0	1
	Arbeitslose	beruf6	0,0696	0,2545	0	1
Verbrauch im Vorjahr	Biomarkenmilch	lagqbiomarke	0,9923	10,7843	0	421
	Biohandelsmarkenmilch	lagqbiohand	0,8991	8,7319	0	412
	konv. Markenmilch	lagqmarke	13,5573	36,3097	0	865
	konv. Handelsmarkenmilch	lagqhand	62,9586	101,2270	0	1006
Singlehaushalt	(Dummyvariable)	single	0,1727	0,3780	0	1
Haushaltsgröße		hhgr	2,6116	1,2231	1	8
Geschlecht	Kalenderführer (Dummyvariable)	geschlecht	0,6595	0,4739	0	1
Kinder unter 7 J.	(Dummyvariable)	kids07	0,1538	0,3608	0	1

\* Anzahl der Beobachtungspunkte für alle Variablen: n = 1 085 044.

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 2. Deskriptive Statistik der Variablen der Fixed-Effects-Analyse (Wochendaten)

Abhängige/ unabhängige Variable	Variablenname	Anz. Beobachtungen	Mittelwert	Std. abw.	Min.	Max.
Pro-Kopf-Nachfragemenge (logarithmiert)	lpcqbioma	19 525	-0,102	0,747	-2,485	3,689
	lpcqbioha	25 092	-0,219	0,721	-2,079	3,178
	lpcqmarke	283 261	-0,146	0,821	-3,219	5,023
Preise (tats. Einkaufspreise der Hh. real, logarithmiert)	lpcqhand	866 984	0,227	0,842	-3,466	4,682
	lprpshoma	19 525	-0,119	0,366	-2,326	2,711
	lprpshbioha	25 092	-0,178	0,281	-1,894	2,244
	lprpshmarke	283 261	-0,355	0,400	-3,390	2,947
	lprpshhand	866 984	-0,646	0,330	-3,915	0,658
Preise (Durchschnittswerte für alle Hh. real, logarithmiert)	lrbpbioma	1 110 363	-0,102	0,289	-0,241	2,103
	lrbpbioha	1 110 363	-0,158	0,294	-0,273	2,095
	lrbpmarke	1 110 363	-0,370	0,307	-2,637	-0,045
	lrbpband	1 110 363	-0,652	0,310	-2,920	-0,316
	lrbpydez	1 110 363	7,139	0,440	4,517	8,734
Nettoäquivalenzeinkommen	t	1 110 363	110,359	59,912	1	210
Kinderzahl	kids18	1 110 363	0,601	0,938	0	6
Kinder unter 7 J.	kids07	1 110 363	0,154	0,361	0	1
	hhgr	1 110 363	2,612	1,223	1	8
Verbrauch im Vorquartal (Pro-Kopf-Verbrauchsmenge)	pc1agbioma	1 110 363	0,170	1,508	0	79
	pc1agbioha	1 110 363	0,186	1,421	0	83,5
	pc1agmarke	1 110 363	2,024	4,519	0	187,5
	pc1agband	1 110 363	9,377	10,665	0	244
	fruehling	1 110 363	0,260	0,438	0	1
Saison-Variablen	sommer	1 110 363	0,247	0,431	0	1
	herbst	1 110 363	0,251	0,434	0	1
	winter	1 110 363	0,253	0,434	0	1
	bidkal	1 110 363	4,669	2,266	1	8
Beruf	beruf	1 110 363	4,676	1,348	1	6
	alterkal	1 110 363	3,270	1,602	1	6
Singlehaushalt	single	1 110 363	0,173	0,378	0	1

Quelle: Eigene Berechnungen

Artikel 2

**Wie reagieren die Käufer von Biolebensmitteln auf Preisänderungen? Zur Bedeutung von Intensiv- und Gelegenheitskäufern**

Roland Herrmann und Rebecca Schröck

Erschienen in:

Ernährungsumschau 58 (11), 2011, S. 614-619  
(*Umschau Zeitschriftenverlag, Wiesbaden*).

# Wie reagieren die Käufer von Biolebensmitteln auf Preisänderungen?

Zur Bedeutung von Intensiv- und Gelegenheitskäufern

*Roland Herrmann, Rebecca Schröck, Gießen*



Der Markt für Biolebensmittel ist einer der stärksten Wachstumsmärkte der Ernährungswirtschaft. Er verändert sich durch eine wachsende Nachfrage, z. B. aufgrund des steigenden Gesundheits- und Umweltbewusstseins in der Bevölkerung, und durch ein steigendes Angebot, z. B. in Folge der zunehmenden Verfügbarkeit von Bioprodukten auch im konventionellen Lebensmitteleinzelhandel. Wichtig für die Entwicklung des Biomarktes ist aber auch, wie stark Biokäufer auf Veränderungen der Preise reagieren. Die Preiselastizität der Nachfrage unterscheidet sich grundlegend zwischen Intensiv- und Gelegenheitskäufern.

## 1 Einführung

Der deutsche Markt für Biolebensmittel konnte im letzten Jahrzehnt beachtliche Wachstumsraten verzeichnen und ist inzwischen der größte Biomarkt Europas. Eine wesentliche Ursache der steigenden Gesamt- und Pro-Kopf-Nachfrage nach Biolebensmitteln ist ein wachsendes Gesundheits- und Umweltbewusstsein in der Bevölkerung [1]. Außerdem wurde die Produktpalette im Biosortiment des konventionellen Lebensmitteleinzelhandels (LEH) ausgeweitet [2, 3]. Wie stark die Erhöhung des Angebots und der Nachfrage den Umsatz mit Biolebensmitteln verändert haben, ist in erheblichem Maße von der Preiselastizität der Nachfrage (vgl. Glossar) abhängig. In der Literatur gibt es bislang nur wenige Arbeiten und keine gesicherten Erkenntnisse zur Größenordnung der Preiselastizität der Nachfrage nach Biolebensmitteln [4–10]. Vor diesem Hintergrund gehen wir im Folgenden der Frage nach, wie wichtig Preise für die Käufer von Biolebensmitteln in Deutschland sind und ob sich Biokäufer anders verhalten bzw. weniger stark auf Preisänderungen reagieren als die Käufer konventionell erzeugter Lebensmittel.

Der Artikel gliedert sich wie folgt. In Abschnitt 2 wird der Markt für Biolebensmittel in Deutschland kurz charakterisiert. Dabei konzentrieren wir uns auf drei wichtige Warengruppen frischer Biolebensmittel: Milch, Gemüse und Eier. In Abschnitt 3 wird die Datengrundlage vorgestellt, in Abschnitt 4 die Untersuchungsmethodik erläutert. In Abschnitt 5 werden die berechneten Preiselastizitäten der Nachfrage und die Ergebnisse zu weiteren Bestimmungsfaktoren der Nachfrage nach Biolebensmitteln dargestellt und diskutiert. Abschließend werden Schlussfolgerungen abgeleitet.

## 2 Der wachsende Markt für Biolebensmittel

Zwischen 2000 und 2010 haben sich in Deutschland sowohl der absolute Umsatz mit Biolebensmitteln von 2,1 Mrd. Euro auf 5,9 Mrd. Euro als auch

der Umsatzanteil am gesamten Lebensmittelmarkt von 1,6 % auf 3,4 % mehr als verdoppelt [11].

Zwar ist auch ein aggregierter Marktanteil von 3,4 % noch vergleichsweise niedrig. Es ist aber zu beachten, dass Käufer die Eigenschaft ‚Bio‘ vor allem bei Frischprodukten nachfragen und weniger bei verarbeiteten Lebensmitteln. Gerade Warengruppen aus dem Frischebereich weisen weit überdurchschnittliche Umsatzanteile von Biolebensmitteln auf: z. B. 14 % bei Milch und je 7 % bei Gemüse und Eiern [12].

Mit dem starken Marktwachstum ging eine deutliche Veränderung der Sortiments- und Marktstruktur einher. In den Anfängen des Biomarktes wurden frische Biolebensmittel vornehmlich durch Direktvermarktung oder im Naturkostfachhandel (NKH) verkauft. Milch, Gemüse und Eier zählten zu den ersten Warengruppen, mit denen dann auch der klassische LEH in den Handel mit Biolebensmitteln eintrat. Inzwischen bieten nahezu alle Supermärkte und sogar die Discounter zumindest ein Bioprodukt aus jeder Produktgruppe an.

## 3 Daten

Die Analysen basieren auf Daten zweier Haushaltspanels (vgl. Glossar) der Gesellschaft für Konsumforschung in Nürnberg (GfK) für die Jahre 2004 bis 2008. Das für Deutschland repräsentative Verbraucherpanel *GfK ConsumerScan* dokumentiert die Einkäufe EAN-kodierter Lebensmittel von rund 20 000 Haushalten. 13 000 dieser Haushalte berichten zusätzlich über ihre Einkäufe von frischen Lebensmitteln (Obst, Gemüse, Eier, Fleisch etc.) im Panel *GfK ConsumerScan FreshFood*. Eine Zusammenführung der Informationen beider Panels wird durch eine einheitliche Identifikationsnummer der Haushalte in beiden Paneldatensätzen ermöglicht.<sup>1</sup>

Die GfK-Panels bieten aus mehreren Gründen eine für diese Art der Analyse ideale Datengrundlage. Erstens verknüpfen die Panels Kaufinformationen direkt mit soziodemografischen Haus-

haltsmerkmalen, die einmal jährlich mittels Fragebögen erhoben werden. Zweitens bieten die Panels mit 20 000 bzw. 13 000 berichtenden Haushalten eine einzigartige Stichprobengröße. Drittens werden Einkäufe in einer großen Vielfalt an verschiedenen Einkaufsstätten inklusive Direktvermarktung und NKH über einen Zeitraum von fünf Jahren berichtet. Für jeden Einkauf sind neben dem gekauften Artikel auch Kaufdatum, Menge, Preis und der Name der Einkaufsstätte angegeben. So können sehr differenzierte Analysen zum Verbraucherverhalten durchgeführt werden. Da Haushaltsmerkmale nur einmal im Jahr erhoben werden, wurden die Einkaufsdaten zu Jahresdaten aggregiert.

## 4 Methodik

Die Nachfrage nach Biolebensmitteln wird in einem zweistufigen Entscheidungsmodell abgebildet. Auf der ersten Stufe wird modelliert, mit welcher Wahrscheinlichkeit Haushalte das jeweils untersuchte Bioprodukt konsumieren oder nicht. Diese so genannte Partizipationsentscheidung wird typischerweise mit einem Logit- oder Probitansatz (vgl. Glossar) erklärt. Auf der zweiten Stufe wird dann abgebildet, wie Haushalte, die auf dem Markt für Biolebensmittel aktiv sind, das ihnen für eine Warengruppe zur Verfügung stehende Budget zwischen ökologischen und konventionellen Produkten aufteilen. Diese Konsumentscheidung wird mit einem Nachfragesystem geschätzt, dem *Almost Ideal Demand System* (AIDS), in dem die Güter der relevanten Warengruppe und ihre Substitutionsbeziehungen untersucht werden. Details der Methodik können SHONKWILER und YEN [14] entnommen werden, die den Ansatz konzipiert haben.

Dargestellt werden im Folgenden in erster Linie geschätzte Preiselastizitäten der Nachfrage aus der zweiten

<sup>1</sup>Eine ausführliche Beschreibung der Datengrundlage findet sich in der Dissertation BUDER [13].

Special | Biolebensmittel

Entscheidungsstufe. Als dimensionsloses Maß eignen sie sich besonders, um die Stärke der Nachfragereaktion zwischen Produktgruppen zu vergleichen – im Folgenden zwischen Biolebensmitteln untereinander und von Biolebensmitteln im Vergleich zu konventionellen Lebensmitteln.

In der empirischen Literatur zur Nachfrage nach Biolebensmitteln wurden meist entweder Einstellungen der Verbraucher [z. B. 15, 16], deren Zahlungsbereitschaft für Biolebensmittel [z. B. 17] oder – in wenigen ökonomischen Analysen – Preise und Einkommen in den Vordergrund gestellt [z. B. 3–10]. Während die Untersuchungen zu Verbrauchereinstellungen und zur Zahlungsbereitschaft eher eine untergeordnete Rolle der Preise im Vergleich zu den Verbrauchereinstellungen betonen, kommen die ökonomischen Analysen zu dem Ergebnis, dass signifikante Nachfragereaktionen auf Preisänderungen vorhanden sind. Die Größenordnung der berechneten Preiselastizitäten der Nachfrage unterscheidet sich allerdings zwischen den Studien. Auf der Grundlage der vorhandenen empirischen Literatur könnte man unterstützende Argumente für jede von drei konkurrierenden Hypothesen finden:

**Hypothese 1:** *Biokäufer haben starke Präferenzen für Biolebensmittel und ihr Kaufverhalten ist mehr von ihren Einstellungen als von ökonomischen Variablen wie Preisen und Einkommen geprägt. Käufer von Biolebensmitteln reagieren gar nicht auf Preisänderungen, d. h. die Preiselastizität der Nachfrage nach Biolebensmitteln ist gleich Null.*

**Hypothese 2:** *Biokäufer haben zwar starke Präferenzen für Biolebensmittel, und ihre Einstellungen sind für die Kaufentscheidung wichtig. Trotzdem ist eine gewisse Reaktion auf Preisänderungen vorhanden, sodass bei Biolebensmitteln wie bei konventionellen Lebensmitteln die Preiselastizität der Nachfrage im unelastischen Bereich, also zwischen 0 und -1, liegt.*

**Hypothese 3:** *Biolebensmittel sind als teurere Güter im Sinne der mikroökono-*

**Glossar**

**GfK-Haushaltspanel:** Haushaltspanel, das sämtliche für den gesamten Haushalt getätigte Einkäufe erfasst. Hier werden neben der EAN-genauen Auflistung der eingekauften Produkte auch Einkaufsstätte, Einkaufszeitpunkt und Ausgaben für die gekauften Produkte dokumentiert. Einmal jährlich werden darüber hinaus Angaben zu Haushaltscharakteristika wie der Haushaltsgröße, Kinderzahl, Alter und Bildung des Haushaltsvorstandes oder auch Variablen zu Einstellungen der Haushaltsmitglieder bezüglich Umwelt, Politik, Gesundheit etc. erhoben.

**Konfidenzintervall:** Konfidenzintervalle geben Informationen über die Präzision der Schätzung, indem sie den Bereich aufzeigen, in dem der wahre Wert der geschätzten Größe mit 95%iger Wahrscheinlichkeit liegt. Je kleiner bzw. kürzer das Intervall, desto präziser ist die Schätzung. Außerdem geben Konfidenzintervalle Hinweise, ob sich Punktschätzungen statistisch signifikant voneinander unterscheiden. Überschneiden sich zwei Konfidenzintervalle nicht, sind die Schätzkoeffizienten signifikant unterschiedlich.

**Logit-/ Probit-Analyse:** Regressionsanalysen zur Modellierung einer binären abhängigen Variablen.

**Preiselastizität der Nachfrage:** Maß für die Preissensibilität der Verbraucher. Sie beschreibt die prozentuale Änderung der Nachfragemenge bei einer einprozentigen Preisänderung. Preiselastizitäten sind i. d. R. negativ, d. h., eine Preissteigerung hat eine Senkung der Nachfragemenge zur Folge. Ist der Betrag der Preiselastizität kleiner Eins, wird von einer unelastischen Nachfrage, ist er größer Eins, von einer elastischen Nachfragereaktion gesprochen.

*mischen Theorie eher Luxusgüter und konventionelle Lebensmittel eher Güter des Grundbedarfs. Daher ist eine eher preiselastische Reaktion bei Biolebensmitteln und eine eher preisunelastische Reaktion bei konventionellen Lebensmitteln zu erwarten.*

Ein umfassender empirischer Test, welche dieser konkurrierenden Hypothesen bestätigt wird, erscheint dringend notwendig.

**5 Ergebnisse**

In den drei Produktgruppen Frischmilch, Gemüse und Eier wird zum einen zwischen ökologischen und konventionellen Produkten unterschieden. Zum anderen wird für jede Produktgruppe eine weitere Untergliederung nach einer aus Verbrauchersicht bedeutsamen Produkteigenschaft vorgenommen: Bei Milch wird zwischen Handels- und Herstellermarken, bei Gemüse zwischen frischer und tiefgekühlter (TK) Ware unterschieden. Bei Eiern werden die verschiedenen Haltungsformen betrachtet.

**5.1 Preiselastizität der Nachfrage bei verschiedenen Produktgruppen**

Alle berechneten Eigenpreiselastizitäten sind negativ und hoch bzw. höchst signifikant von Null verschieden. Um die Interpretation der Ergebnisse zu vereinfachen, sind in ♦Abbildung 1 die Beträge der geschätzten Eigenpreiselastizitäten der Nachfrage dargestellt: Je größer der Wert, desto preissensibler reagieren die Verbraucher. Neben den Punktschätzungen sind jeweils auch die Konfidenzintervalle eingezeichnet (vgl. Glossar).

Da die Konfidenzintervalle im gesamten Bereich über Null liegen, kann mit 95%iger Wahrscheinlichkeit von einer ‚normalen‘ Reaktion der Nachfrage auf Preisänderungen ausgegangen werden. Dies gilt gleichermaßen für die Nachfrage nach Biolebensmitteln und nach konventionellen Lebensmitteln. ♦Abbildung 1 illustriert weiter, dass fast alle Preiselastizitäten – sowohl für konventionelle als auch für ökologische Produkte – im unelastischen Bereich, d. h. im Bereich kleiner

Eins, liegen. Ausnahmen bilden hier nur die Nachfrage nach konventionellem Frischgemüse und die Nachfrage nach Eiern aus Freiland- und Bodenhaltung, deren Konfidenzintervalle den Absolutwert von Eins einschließen.

Die Vergleiche innerhalb der drei untersuchten Produktgruppen zeigen, dass die Nachfrage nach konventioneller Markenmilch signifikant elastischer ist als die Nachfrage nach den anderen Milchsorten. Die Nachfrage nach frischem Biogemüse ist signifikant unelastischer, die Nachfrage nach konventionellem Frischgemüse signifikant elastischer als die Nachfrage nach den beiden TK-Gemüsegruppen. Bei Eiern weist die Preiselastizität der Nachfrage bei allen Eiersorten eine ähnliche Größenordnung auf.

Im Vergleich der Bioprodukte untereinander wird deutlich, dass der durchschnittliche Biokäufer bei Biomilch weniger auf Preisänderungen reagiert als bei Biogemüse oder Bioeiern. Allerdings sind die Konfidenzintervalle bei Biomilch weiter und deuten an, dass die Preisreagibilität der Biomilchkäufer wesentlich stärker streut als die der Biogemüse- und Bioeierkäufer.

Es lässt sich zusammenfassen, dass Verbraucher nicht nur bei Produkten aus konventioneller Landwirtschaft, sondern auch bei Biolebensmitteln die aus der mikroökonomischen Theorie erwarteten Preisreaktionen zeigen. Sie vermindern (steigern) ihre Nachfrage bei steigendem (sinkendem) Preis. Es zeigt sich auch, dass diese ‚normale‘ Reaktion bei Biolebensmitteln im preisunelastischen Bereich liegt und auch hierbei nicht grundsätzlich von der Reaktion bei konventionellen Lebensmitteln abweicht. Damit unterstützen die Ergebnisse die oben formulierte Hypothese 2, während die konkurrierenden Hypothesen 1 und 3 nicht bestätigt werden. Die Ergebnisse unterscheiden sich von deutschen ökonomischen Studien [z. B. 3, 4] und von Studien aus dem europäischen Ausland oder den USA [6–10] ins-

fern, als diese eine preiselastische Reaktion bei Biolebensmitteln ermittelt haben.

### 5.2 Vergleich der Preiselastizität zwischen verschiedenen Käufergruppen

Es stellt sich die Frage, ob die berechneten durchschnittlichen Preiselastizitäten auch für einzelne Käufergruppen gelten. Dieser Frage soll am Beispiel der Biomilch nachgegangen werden. Zur Untersuchung einzelner Käufergruppen werden die Haushalte nach ihrem Ausgabenanteil für Biomilch in drei Gruppen eingeteilt: Nicht- bzw. Zufalls-Käufer wenden weniger als 1 % ihrer Milchausgaben für Biomilch auf. Zur Vereinfachung werden sie im Folgenden als Nichtkäufer bezeichnet. Bei Bio-Gelegenheitskäufern entfallen zwischen 1 und 20 % und bei Bio-Intensivkäufern mehr als 20 % der Milchausgaben auf Biomilch.<sup>2</sup> Der Anteil der (Biomilch-)Intensivkäufer an allen Haushalten hat sich zwischen 2004 und 2008 von 2,4 auf 5,4 % zwar mehr als verdoppelt. Die Nichtkäufer stellten mit 87 % der Haushalte jedoch auch im Jahr 2008

noch die weitaus größte Gruppe dar.

◆ Abbildung 2 zeigt den Betrag der Preiselastizität der Nachfrage nach konventioneller Milch und nach Biomilch für die definierten Käufergruppen. Erwartungsgemäß reagieren Bio-Intensivkäufer weniger stark auf Preisänderungen von Biomilch als Gelegenheits- oder Nichtkäufer (vgl. ◆ Abbildung 2, linkes Diagramm). Die Nachfrage nach konventioneller Milch betreffend zeigen sich Bio-Intensivkäufer jedoch besonders preissensibel (vgl. rechtes Diagramm). Umgekehrt reagieren Nichtkäufer stark (d. h. elastisch) auf Preisänderungen von Biomilch, aber kaum (d. h. unelastisch) auf Preisänderungen von konventioneller Milch.

Die Unterschiede in der Preissensibilität der Käufergruppen verdeutlichen, dass es für den LEH sehr wichtig ist, die Zielgruppe von Marketingaktionen genau einzugrenzen. Die unelastische Nachfragereaktion der Intensivkäufer zeigt, dass eine Reduktion des Biomilchpreises die von Intensivkäufern getätigten Ausgaben für Biomilch, sofern andere Rahmenbedingungen gleich bleiben, senken wird. Die elastische Nachfragereaktion nach Biomilch

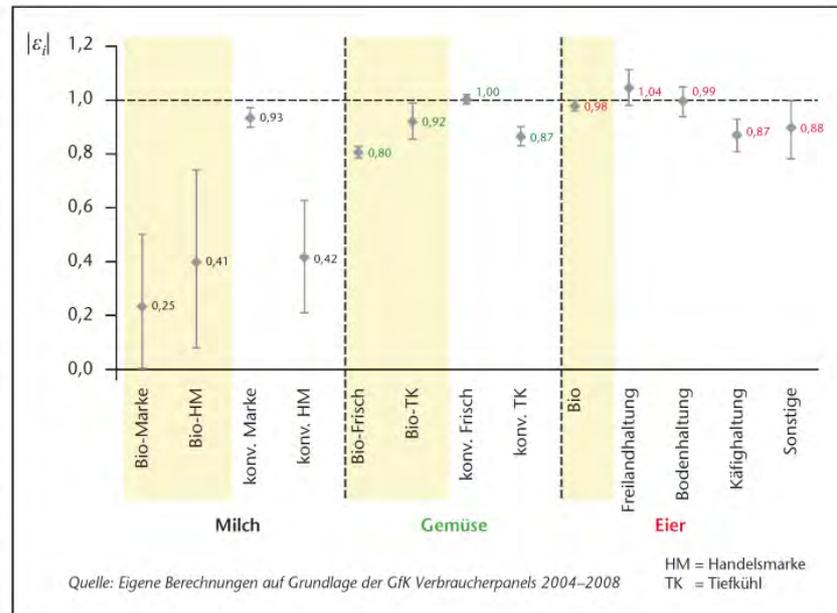


Abb. 1: Punktschätzungen und Konfidenzintervalle der Preiselastizitäten der Nachfrage nach Milch, Gemüse und Eiern in Deutschland: ‚Bio‘ und konventionell

<sup>2</sup>Diese Einteilung orientiert sich an der von BUDER [13] vorgeschlagenen Klassifizierung von Biokäufern.

Special | Biolebensmittel

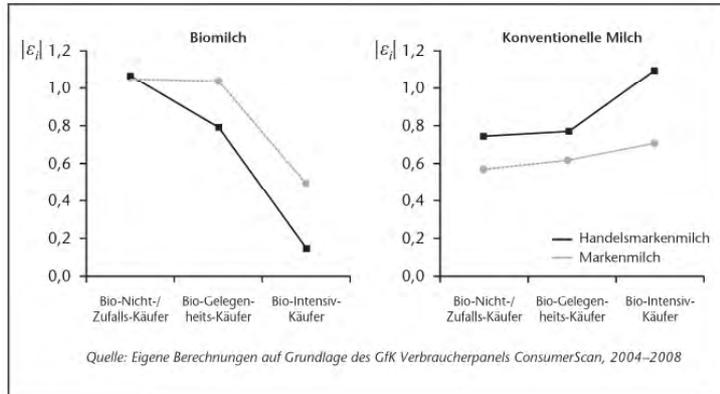


Abb. 2: Vergleich der Eigenpreiselastizität der Nachfrage nach konventioneller und nach Biomilch zwischen verschiedenen Käufergruppen

bisheriger Nichtkäufer impliziert jedoch, dass Preisreduktionen neue Konsumenten ansprechen und deren Ausgaben für Biomilch erhöhen würden. Folglich ist es für ein weiteres Wachstum des Bio(milch)marktes von besonderer Bedeutung, bisherige Nichtkäufer für Biomilch bzw. Bioprodukte im Allgemeinen zu gewinnen. Sonderpreisaktionen wären vor allem in jenen Geschäften mit starken Mengenreaktionen verbunden, die vorrangig von bisherigen Nicht- bzw. Zu-

falkäufern besucht werden. Hierzu zählen in erster Linie der klassische LEH und die Discounter.

5.3 Weitere Bestimmungsfaktoren der Nachfrage nach Biolebensmitteln

Bei der Schätzung von Nachfragefunktionen und der darauf basierenden Abschätzung von Preisreaktionen ist es wichtig, neben dem Preis des untersuchten Gutes sowie den Preisen sub-

stitutiver und komplementärer Güter auch weitere, das Verbraucherverhalten beeinflussende Faktoren explizit im Nachfragemodell zu berücksichtigen. So haben z. B. sozio-ökonomische Merkmale der Haushalte, Gewohnheitsverhalten sowie die Erhältlichkeit der Produkte einen entscheidenden Einfluss auf das Kaufverhalten. Zusätzlich weist die Nachfrage gerade bei frischen Lebensmitteln wie Milch, Gemüse und Eiern typischerweise saisonale und regionale Unterschiede auf.

Im Rahmen des zweistufigen Schätzverfahrens hat sich gezeigt, dass der Einfluss soziodemografischer Haushaltsmerkmale vor allem auf der ersten Entscheidungsstufe der Haushalte von Bedeutung ist. Das heißt, diese Merkmale beeinflussen die grundsätzliche Entscheidung der Haushalte, 'Bio' zu kaufen oder nicht, stärker als die Entscheidung über die nachgefragte Menge bzw. die Budgetaufteilung.

◆ Abbildung 3 zeigt die Richtung des Einflusses von Haushaltsmerkmalen, Region und Gewohnheitsverhalten auf die Partizipationsentscheidung für die untersuchten Produktgruppen. Der Großteil der Faktoren zeigt einen in den drei untersuchten Produktgruppen gleichgerichteten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, dass ein Haushalt zu den Biokäufern in der entsprechenden Produktgruppe zählt.

Interessant ist der Einfluss von Kindern auf die Biomilchnachfrage: Leben kleine Kinder im Alter unter sieben Jahren im Haushalt, steigt die Wahrscheinlichkeit, dass Biomilch gekauft wird. Mit zunehmendem Alter der Kinder sinkt dagegen die Kaufwahrscheinlichkeit. Hier könnte ein Effekt zum Tragen kommen, den RIEFER und HAMM [18] beobachtet haben: Während der Schwangerschaft und der Kleinkindphase erhöht sich angesichts veränderter Ernährungsanforderungen der Konsum von Biolebensmitteln. Kommen die Kinder ins Jugendlichenalter, weichen ihre Ernährungswünsche immer häufiger von denen der Eltern ab. Da Kaufentscheidungen zunehmend an den Bedürfnissen und Wünschen der Kinder ausgerichtet werden, kann dies zu einer Rückorientierung zu konventionellen Lebensmitteln führen.

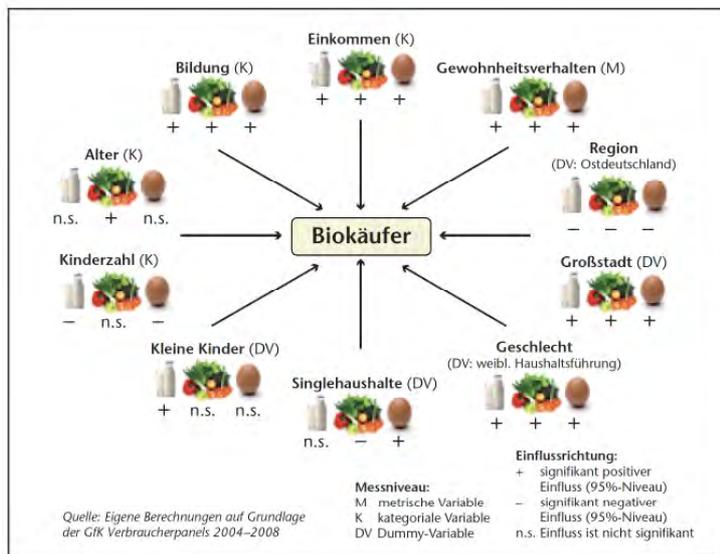


Abb. 3: Einfluss verschiedener Haushaltscharakteristika auf die Ausgabenanteile für Bioprodukte bei Milch, Gemüse und Eiern

## 6 Implikationen

Käufer von Biolebensmitteln sind nach den vorstehenden Ergebnissen ‚normale‘ Nachfrager im Sinne der mikroökonomischen Theorie, die auf Preissteigerungen (-senkungen) mit Mengenreduktionen (-erhöhungen) reagieren. Die Preiselastizitäten der Nachfrage nach Biolebensmitteln liegen überwiegend im Bereich zwischen 0 und -1, ebenso wie die von konventionellen Lebensmitteln, wobei Gelegenheitskäufer Bioprodukte deutlich preiselastischer nachfragen als Intensivkäufer.

Welche Implikationen haben diese Erkenntnisse für die weitere Entwicklung des Marktes für Biolebensmittel? Man kann folgern, dass der Markt für Biolebensmittel weiterhin wachsen wird, wenn die Erhöhung der Nachfrage größer ist als die Erhöhung des Angebots. Die Erhöhung der Nachfrage nach Biolebensmitteln im Zuge des wachsenden Gesundheits- und Umweltbewusstseins wird unter Wettbewerbsbedingungen nämlich Preise, Mengen und Verbraucherausgaben steigern. Die breitere Verfügbarkeit von Biolebensmitteln im konventionellen LEH wird unter Wettbewerbsbedingungen dagegen preissenkend wirken. Dies erhöht zwar auch die Nachfragemenge, senkt aber bei preisunelastischer Nachfrage die Verbraucherausgaben für Biolebensmittel.

Zwei weitere Implikationen der empirischen Analyse erscheinen sehr wichtig. Da Hypothese 1 abgelehnt und Hypothese 2 bestätigt wurde, kann zunächst gefolgert werden, dass die „normale“ Reaktion der Käufer von Biolebensmitteln auf Preisänderungen eine marktimmante Stabilisierungsfunktion ausübt. Übermäßige Preisvolatilitäten werden gebremst, wenn bei sehr

hohen (niedrigen) Preisen die Nachfragemenge der Biokäufer sinkt (steigt). Es ist außerdem zu beachten, dass eine Prognose des Marktes für Biolebensmittel, die auf Durchschnittselastizitäten für die Gesamtbevölkerung aufbaut, nur begrenzt aussagekräftig ist. Die unterschiedlichen Preiselastizitäten der Nachfrage für Käufergruppen legen die Folgerung nahe, dass disaggregierte Marktprognosen wichtig sind und die unterschiedlichen Nachfrageentwicklungen in den wichtigsten Käufergruppen unterschieden werden sollten.

### Danksagung

*Unser Dank gilt der Bundesanstalt für Landwirtschaft und Ernährung für die finanzielle Förderung des Forschungsvorhabens 2808OE148 „Analyse der Preiselastizitäten der Nachfrage nach Biolebensmitteln unter Berücksichtigung nicht direkt preisrelevanten Verhaltens der Verbraucher“ im Rahmen des Bundesprogramms Ökologischer Landbau. Wir danken auch der Arbeitsgruppe von Prof. Dr. Ulrich Hamm (Fachbereich Ökologische Agrarwissenschaften, Fachgebiet Agrar- und Lebensmittelmarketing der Universität Kassel), insbesondere Herrn Dr. Fabian Buder, für die Aufbereitung und Bereitstellung der GfK-Paneldaten.*

**Prof. Dr. Roland Herrmann**  
**M.Sc. Rebecca Schröck**  
Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Universität Gießen,  
Senckenbergstr. 3, 35390 Gießen  
E-Mail: [Roland.Herrmann@agr.uni-giessen.de](mailto:Roland.Herrmann@agr.uni-giessen.de)  
[Rebecca.Schroeck@ernaehrung.uni-giessen.de](mailto:Rebecca.Schroeck@ernaehrung.uni-giessen.de)

Die Literatur zu diesem Artikel finden Sie im Internet unter [www.ernaehrungs-umschau.de/service/literaturverzeichnis/](http://www.ernaehrungs-umschau.de/service/literaturverzeichnis/)

## Zusammenfassung

### Wie reagieren die Käufer von Biolebensmitteln auf Preisänderungen?

#### Zur Bedeutung von Intensiv- und Gelegenheitskäufern

**Roland Herrmann und Rebecca Schröck, Gießen**

Der Markt für Biolebensmittel ist ein wichtiger Wachstumsmarkt innerhalb der Ernährungswirtschaft. Damit wird die Frage immer bedeutender, welche Rolle den Preisen auf diesem Wachstumsmarkt zukommt, inwieweit die Nachfrage nach Biolebensmitteln auf Preisänderungen reagiert und wie sich die Preisreaktion von der bei konventionellen Lebensmitteln unterscheidet. Es zeigt sich, dass die Käufer(innen) von Biolebensmitteln keine homogene Gruppe sind. Einer eher preisunelastischen Reaktion der Intensivkäufer steht eine elastischere Reaktion der Gelegenheitskäufer gegenüber. Insgesamt liegt damit eine „normale“ Preiselastizität der Nachfrage nach Biolebensmitteln vor, die sich im Absolutbetrag weniger stark von der nach konventionellen Lebensmitteln unterscheidet, als viele erwarten.

**Schlüsselwörter:** Biolebensmittel, Verbrauchsforschung, Preiselastizität der Nachfrage, Nachfragesystem, Intensivkäufer, Gelegenheitskäufer

## Summary

### How do Customers of Organic Food React to Price Changes? The Relevance of Regular and Occasional Consumers

**Roland Herrmann and Rebecca Schröck, Giessen**

The market of organic food has been one of the fastest-growing food markets in Germany over the last decade. The question arises which role prices are playing on this booming market, how organic food consumption reacts to price changes and whether price elasticities differ from those for conventional foods. The analysis reveals that consumers of organic food are not a homogeneous group. Regular consumers exhibit a price-inelastic reaction as opposed to a much more elastic response by occasional consumers of organic food. The aggregate demand for organic food is characterised by a “normal” negative price elasticity of demand. Its magnitude differs much less from the price elasticity for conventional foods than previously expected.

**Keywords:** Organic food, consumer behaviour, price elasticity of demand, demand system, regular consumers, occasional consumers

Ernährungs Umschau 58 (2011) S. 614–619

DOI: 10.4455/eu.2011.029

# Wie reagieren die Käufer von Biolebensmitteln auf Preisänderungen?

## Zur Bedeutung von Intensiv- und Gelegenheitskäufern

Roland Herrmann und Rebecca Schröck, Gießen

### Literatur

1. Balz M (2008) Branchen im Blickpunkt: Die ökologische Lebensmittelwirtschaft. ifo Schnelldienst 61 (9): 23–28
2. Bruhn M. Die Nachfrage nach Bio-Lebensmitteln. Eine Langzeitstudie unter besonderer Berücksichtigung von Verbrauchereinstellungen. Europäische Hochschulschriften: Reihe 5, Volks- und Betriebswirtschaft. Lang, Frankfurt am Main (2002)
3. Jonas A. Vermarktung ökologischer Produkte über den Lebensmitteleinzelhandel. Eine empirische Analyse der Hersteller-Händler-Beziehung und der Nachfrage nach Milch. Cuvillier, Göttingen (2005)
4. Jonas A, Roosen J (2008) Demand for Milk Labels in Germany: Organic Milk, Conventional Brands and Retail Labels. *Agribusiness* 24 (2): 192–206
5. Schröck R (2010) Determinanten der Nachfrage nach Biomilch in Deutschland. Eine ökonomische Analyse. *Berichte über Landwirtschaft* 88 (3): 470–501
6. Alviola PA, Capps O Jr. (2010) Household Demand Analysis of Organic and Conventional Fluid Milk in the United States Based on the 2004 Nielsen Homescan Panel. *Agribusiness* 26 (3): 369–388
7. Bunte E, Van Galen M, Kuiper E, Bakker J. Limits to Growth in Organic Sales: Price Elasticity of Demand for Organic Food in Dutch Supermarkets. LEI, Report 7.06.20; ISBN/EAN: 978-90-8615-127-1, Den Haag (2007)
8. Chang C-H, Hooker NH, Jones E, Sam A (2011) Organic and Conventional Milk Purchase Behaviors in Central Ohio. *Agribusiness* 27 (3): 311–326
9. Dhar T, Foltz JD (2005) Milk by any other name... Consumer benefits from labelled milk. *American Journal of Agricultural Economics* 87 (1): 214–218
10. Glaser K, Thompson GD (1998) Demand for Organic and Conventional Frozen Vegetables. Beitrag auf der Jahrestagung der Agricultural and Applied Economics Association (AAEA), 8.-11. August 1998, Nashville, Tennessee
11. BÖLW Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft e. V. Zahlen, Daten, Fakten: Die Bio-Branche 2011. Berlin (2011)
12. BÖLW Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft e. V. Zahlen, Daten, Fakten: Die Bio-Branche 2009. Berlin (2009)
13. Buder F. Das Kaufverhalten bei Öko-Lebensmitteln. Kausalanalytische Untersuchung der Determinanten der Nachfrage nach ökologisch erzeugten Lebensmitteln. Schriftenreihe Studien zum Konsumentenverhalten, Bd. 37, Verlag Dr. Kovac, Hamburg (2011)
14. Shonkville JS, Yen ST (1999) Two-step estimation of a censored system of equations. *American Journal of Agricultural Economics* 81 (4): 972–982
15. Niessen J, Hamm U. Tiefenanalyse der realisierten Nachfrage nach Öko-Lebensmitteln auf der Basis von Paneldaten. Abschlussbericht des Forschungsprojektes 03OE274 des Bundesprogramms Ökologischer Landbau. Witzhausen (2006). URL: <http://orgprints.org/10394/1/10394-03OE274-umikassel-hamm-2006-Oekolebensmittel.pdf> Zugriff 11.08.11
16. Stolz H, Bodini A, Stolze M et al. (2009) Lebensmittelqualität aus der Verbraucherperspektive. Eine Synthese qualitativer Studien zur Wahrnehmung und Beurteilung verschiedener Qualitätskriterien bei Öko-Produkten. *Berichte über Landwirtschaft* 87 (1): 153–182
17. Plaßmann S, Hamm U. Kaufbarriere Preis? – Analyse von Zahlungsbereitschaft und Kaufverhalten bei Öko-Lebensmitteln. Abschlussbericht des Projektes 06OE119 des Bundesprogramms Ökologischer Landbau. Witzhausen (2009). URL: [http://orgprints.org/15745/1/15745-06OE119-umikassel-hamm-2009-kaufbarriere\\_preis.pdf](http://orgprints.org/15745/1/15745-06OE119-umikassel-hamm-2009-kaufbarriere_preis.pdf) Zugriff 11.08.11
18. Riefer A, Hamm U. Veränderungen der Konsumintensität von Öko-Lebensmitteln in Haushalten mit Kindern. In: Mayer J et al. (Hg). Werte-Wege-Wirkungen: Biolandbau im Spannungsfeld zwischen Ernährungssicherung, Markt und Klimawandel. Tagungsband der 10. Wissenschaftstagung Ökologischer Landbau, Bd. 2, Dr. Köster, Berlin (2009): 324–327

Artikel 3

**The Organic Milk Market in Germany is Maturing:  
A Demand System Analysis of Organic and Conventional  
Fresh Milk Segmented by Consumer Groups**

Rebecca Schröck

Erschienen in:

Agribusiness – An International Journal 28 (3), 2012, S. 274-292  
(John Wiley & Sons Ltd., Hoboken (USA) u.a.).

# Agribusiness

An International Journal

## The Organic Milk Market in Germany is Maturing: A Demand System Analysis of Organic and Conventional Fresh Milk Segmented by Consumer Groups

Rebecca Schröck

*Institute of Agricultural Policies and Market Research, Justus-Liebig-University of Giessen, Senckenbergstr. 3, 35390 Giessen, Germany. E-mail: rebecca.schroeck@ernaehrung.uni-giessen.de*

### ABSTRACT

Literature provides evidence of a highly price-elastic demand for organic food. However, most of the studies were conducted several years ago. In the meantime the organic market has matured. Consequently, results in literature need to be reviewed. This study specifically addresses own-price elasticity estimates for organic and conventional milk. The analysis is based on a household panel dataset of 20,000 German households. A two-step estimation procedure is applied. First, a probit regression examines which household characteristics affect the probability of buying organic milk. Second, a linear approximated almost ideal demand system provides detailed demand elasticity estimates. By using up-to-date data, distinguishing between different consumer groups, incorporating sociodemographic information and relying on a considerably large sample size this study is both an update and a refinement of previous research. In contrast to previous studies, econometric results suggest that demand for organic milk is absolutely price-inelastic in Germany. However, price responsiveness differs substantially between milk types and consumer groups. [EconLit classifications: C33, C34, D12]. © 2012 Wiley Periodicals, Inc.

### 1. INTRODUCTION

In Germany—as in most industrialized countries—the market for organic food has grown rapidly within the last few years. In 2011, organic food sales in Germany amounted to €6.6 bn, accounting for 3.7% of total food sales (BÖLW, Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft e.V. [BÖLW], 2012). Organic milk in particular constituted 14% of retail fresh milk sales, highlighting the importance of fresh milk in the organic food market (BÖLW, 2009).

Apart from fresh produce, organic milk was one of the first organic products available to a considerable proportion of consumers (Demeritt, 2004). In its early stage of introduction, in Germany as well as in the United States, brand products led the way, which were mainly sold by direct sales or in specialty stores (Dimitri & Venezia, 2007). Since then, the competitive structure of the organic (milk) market and the range of products offered have changed dramatically, with discounters and supermarkets entering the market. In Germany, this development has been attended by the appearance and expansion of organic private labels. Nearly every discounter and supermarket currently offers both organic and conventional milk. Thus, organic milk can no longer be considered as a niche product. The organic milk market in Germany is maturing and seems to be relatively well-developed.

The typical finding of studies investigating consumer response to organic milk pricing is that organic milk demand is considerably more elastic than conventional milk demand (see, e.g., Alviola & Capps, 2010; Dhar & Foltz, 2005; Glaser & Thompson, 2000; Jonas & Roosen, 2008). However, these studies were conducted mainly in the United States and in earlier stages of the organic milk market. As a result of the structural changes described above, it is doubtful that results of previous studies still hold true for the current market. Moreover, considering potential differences in preferences and behavior of German and U.S. consumers, it is questionable whether results for the U.S. organic milk market are applicable to Germany.

Given this background, the objective of this study is to update and to extend the analysis of household demand for organic and conventional milk, and to compare the German with the U.S. organic milk market. Combining actual purchase and demographic data and applying a two-step demand system approach, this study identifies and quantifies the factors determining the demand for organic and conventional fresh milk. It contributes to the body of literature by providing estimates of price and expenditure elasticities in a maturing organic food market. Additionally, econometric analyses are conducted not only for the whole population, but also for several consumer groups.

The article is organized as follows: Section 2 surveys in detail the literature currently available on the demand for organic milk. In Section 3, the conceptual model is presented. Section 4 introduces the data, the GfK Homescan Panel. Section 5 covers the econometric evidence and provides interpretations of the results. Finally, conclusions are given in Section 6.

## 2. LITERATURE REVIEW

Most studies focusing on organic food consumption analyzed attitudes regarding organic food rather than actual purchase decisions. Using survey data or experimental methods, these studies typically determined the willingness to pay (see e.g., Akaichi, Gil, & Nayga, 2010; Beharell & MacFie, 1991; Misra, Huang, & Ott, 1991; Tagbata & Sirieix, 2008) or the attitudes towards organic milk products (see e.g., Hartman Group, 2006; Huang, 1996; Jolly, 1991; Williams & Hammitt, 2000; Zepeda & Li, 2007). However, research has provided evidence of a considerable discrepancy between consumer attitudes towards organic food and their actual purchasing behavior (e.g., Frykblom, 1997; Roddy, Cowan, & Hutchinson, 1999). This divergence suggests the use of real purchase data rather than survey data to characterize organic consumer behavior.

There are two strands of organic food research using real purchase data. The first one examines the organic consumer profile with respect to sociodemographic characteristics, attitudes, and cultural norms. The second one analyzes consumer purchasing behavior—especially their responsiveness to changes in prices and income.

Regarding the first strand, results are not uniform, neither in socioeconomic nor in demographic characteristics. A widespread notion is that organic consumers are female, married, wealthy, and well educated. However, the organic consumer profile appears to depend strongly on the period, the region, and the methods of the study as well as on the commodity group and the sample.<sup>1</sup>

Relating to the second strand of organic food research, Table 1 summarizes analyses quantifying organic milk consumer behavior. The table lists the country, the sample period, the estimation method, and provides a short classification of the data. Glaser and Thompson (2000) analyzed the demand for organic and conventional milk in the United States by using monthly food retailing scanner data. While conventional milk was divided into brand and private label milk, the study did not distinguish between any subcategories for organic milk.<sup>2</sup> Applying a linear approximated almost ideal demand system (LA/AIDS), the authors found own-price elasticities for conventional private label and conventional brand milk of  $-0.66$

<sup>1</sup>There are numerous studies investigating the organic consumer profile using various methodological approaches. See, e.g., Buzby and Skees (1994); Thompson (1998); Thompson and Kidwell (1998); Govindasamy and Italia (1999); Bruhn (2002); Hill and Lynchehaun (2002); Hughner, McDonagh, Prothero, Clifford, and Stanton (2007); Li, Zepeda, and Gould (2007); Zepeda and Li (2007); Jonas and Roosen (2008); Wier et al. (2008); Zhang et al. (2008); Monier et al. (2009); Plaßmann and Hamm (2009); Riefer and Hamm (2009); Smith, Huang, and Lin (2009); and Dettmann and Dimitri (2010).

<sup>2</sup>It has to be kept in mind that the Glaser and Thompson (2000) paper relies on general retailing scanner data. During the period studied, organic milk was not extensively available in the shops investigated. This is especially true for private label organic milk.

TABLE 1. Review of Studies Analyzing the Demand for Organic Milk

Authors	Country	Sample period	Data	Estimation method
Glaser & Thompson (2000)	USA	1988–1999	AC Nielsen and IRI retail scanner data	AIDS
Dhar & Foltz (2005)	USA	1997–2002	IRI retail scanner data for 12 U.S. cities	Q-AIDS
Jonas & Roosen (2008)	Germany	2000–2003	GfK Homescan Panel	LA/AIDS
Monier et al. (2009)	France	2005	French TNS Worldpanel, Homescan data	LA/AIDS
Alviola & Capps (2010)	USA	2004	Nielsen Homescan Panel data	Heckman 2-step procedure
Choi & Wohlgenant (2010)	USA	2004–2005	Nielsen Homescan Panel data	LA/AIDS
Chang et al. (2011)	USA	2006–2008	Retail scanner data of six stores of a national supermarket chain	AIDS

and  $-0.73$ , respectively. In contrast, demand for organic milk was highly price-elastic ( $-3.64$ ). Because the organic milk price was generally higher than the brand and the private label milk prices, the authors concluded that the higher the price level of the milk product, the more elastically consumers react (Glaser & Thompson, 2000).

Similar results are provided by Jonas and Roosen (2008) for the German milk market. Own-price elasticities for conventional milk ranged around unity ( $-1.01$  for conventional private label and  $-0.96$  for conventional brand milk). For organic milk the authors reported an even more elastic demand than Glaser and Thompson ( $-10.17$ ). This result indicates that German organic milk consumers are highly price sensitive. Dhar and Foltz (2005) who applied a quadratic AIDS (Q-AIDS) found own-price elasticities for conventional and organic milk to be  $-1.0$  and  $-1.4$ , respectively. Alviola and Capps (2010) presented own-price elasticity estimates of  $-0.87$  for conventional milk and of  $-2.0$  for organic milk. Choi and Wohlgenant (2010) analyzed the U.S. milk market at a disaggregated level. They defined 20 milk types by three different characteristics: fat content, flavor, and organic claim. The results indicated an elastic demand for both organic and conventional milk. In contrast, Chang, Hooker, Jones, and Sam (2011) showed an inelastic demand for both milk types. They analyzed retail scanner data of six stores in central Ohio comparing suburban and inner city areas.

Thus, the literature review allows for three conclusions: First, demand for conventional milk is inelastic or slightly elastic. Second, demand for organic milk seems to be more elastic than demand for conventional milk. Except for the studies of Monier, Hassan, Nichèle, and Simioni (2009) and Chang et al. (2011), all the studies reported own-price elasticities that were lower in absolute values for conventional milk than for organic milk. Third, studies that distinguished between brand and private label conventional milk did not find a significant difference in the price elasticities.

Up to now, most studies have been conducted in the United States. Econometric analyses with particular emphasis on the German market are rare. Considering that the U.S. organic milk market differs in size and structure from that in Germany, it is likely that consumer behavior and especially consumer price sensitivity are not the same in both countries. Furthermore, most studies date from earlier stages of the organic milk market. Given the fact that organic milk has abandoned its niche existence and is now widely available, it can be assumed that price responsiveness has decreased.

### 3. METHODOLOGICAL APPROACH

In line with previous research, this study applies an almost ideal demand system (AIDS; cf. Deaton & Muellbauer, 1980) to analyze the demand for organic and conventional milk. The demand for fresh milk is assumed to be separable from the demand for other foods. Therefore, a two-stage budgeting approach is applied. First, households decide on their optimal expenditure on fresh milk. Second, households allocate the milk expenditure to the different milk types. It is postulated that households maximize their utility function subject to their milk budget  $x_{ht}$ . Applying an AIDS, the expenditure share of household  $h$  on milk type  $i$  in period  $t$ ,  $w_{iht}$ , can be expressed as follows:

$$w_{iht} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jht} + \beta_i \log(x_{ht}/P_{ht}) + u_{iht}, \quad (1)$$

$n$  is the number of different milk types in the demand system,  $p_j$  is the price of the  $j$ th milk type,  $u$  is an error term.  $P_{ht}$  denotes the price index.  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  and  $u$  are the coefficients to be estimated. To reduce the computational complexity, we use the LA/AIDS, which replaces the original translog price index  $P_{ht}$  by the linear Stone index  $P_{ht}^*$ :

$$\log P_{ht}^* = \sum_{j=1}^n \bar{w}_{jt} \log p_{jht}. \quad (2)$$

$\bar{w}$  denotes the sample mean expenditure share. According to microeconomic theory, the LA/AIDS model specified in Equations 1 and 2 has to fulfill the constraints of adding up ( $\sum_i \alpha_i = 1$ ,  $\sum_i \beta_i = 1$ ,  $\sum_i \gamma_{ij} = 0$ ), homogeneity ( $\sum_j \gamma_{ij} = 0$ ) and symmetry ( $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ ).

In a next step, the LA/AIDS is refined in order (1) to incorporate a set of sociodemographic variables into the demand system, (2) to account for dynamic changes in consumer behavior, and (3) to deal with the problem of censoring.

Food choices, especially the choice between organic and conventional food, are affected by sociodemographic and economic factors (Gould, Cox, & Perali, 1991). It is assumed that sociodemographic variables reflect taste and preferences, which, in turn, determine the consumption of organic and conventional milk. The above LA/AIDS specification is modified to incorporate the impact of sociodemographic variables,  $Z_{kht}$ , by using the method of demographic translation. This method preserves the linearity of the demand system and allows demographic differences to shift both the intercept and the elasticity parameters (Dhar & Foltz, 2005). Under demographic translating, the constant term in the budget share Equation (1),  $\alpha$ , is composed of a constant  $\alpha_0$  and the impact of sociodemographic variables:

$$\alpha_{iht} = \alpha_{i0} + \sum_k \lambda_{ik} Z_{kht}. \quad (3)$$

$Z_{kht}$  denotes the  $k^{\text{th}}$  sociodemographic variable in household  $h$  and period  $t$ ,  $k = 1, \dots, K$ . The adding up restriction requires that  $\sum_{i=1}^n \alpha_{i0} = 1$  and  $\sum_{i=1}^n \lambda_{ik} = 0$ .

Covering a sample period of 5 years, it is possible to include dynamic aspects in the demand system estimation. On the one hand, shifts in the structure and the product assortment of the organic milk market during the sample period have certainly influenced consumer behavior. To account for continuously changing consumer behavior and structural changes over time, a time trend was added. On the other hand, consumer behavior is often driven by habits. There are different approaches to incorporate habit formation into AIDS models. We follow Haden (1990) and Blanciforti, Green, and King (1986) by including the lagged expenditure share  $w_{ih,t-1}$  to reflect persistence in consumption patterns. Thus, the  $\alpha$ s in the budget share Equation (1) are assumed to be linear functions of sociodemographic variables, previous consumption patterns

and a trend<sup>3</sup>:

$$\alpha_{iht} = \alpha_{i0} + \sum_k \lambda_{ik} Z_{kht} + \sigma_i w_{ih,t-1} + \delta_i trend_t. \quad (4)$$

To deal with the problem of zero observations, it is assumed that households' purchase decisions can be modeled as a two-step process. The application of the two-step procedure developed by Shonkwiler and Yen (1999) allows for estimating the demand system using all observations. Thus, households first decide whether to buy a certain milk type or not (participation decision). Subsequently, they determine their budget allocation to the milk types they have decided to buy (allocation decision).

To analyze the first-step decisions, multivariate probit regressions are applied. In doing so, for each milk type the determinants affecting the respective purchase probability are identified. The first-step decisions are modeled as dichotomous choice problems. The dependent variable is  $Y_{iht} = 1$  if household  $h$  purchased milk type  $i$  at least once in period  $t$ , otherwise  $Y_{iht} = 0$ :

$$Y_{iht} \{user\ household = 1\} = f(Z_{kht}, Q_{ih,t-1}, price\ premium_{iht}). \quad (5)$$

To consider household-specific heterogeneity and habit formation in the first-step estimation as well, sociodemographic variables,  $Z_{kht}$ , and past consumption decisions, i.e., the quantity demanded of the respective milk type in the previous year,  $Q_{ih,t-1}$ , are included on the right-hand side of the equation.

In demand theory, prices are crucial in determining consumers' food purchases. As organic milk is listed in more and more retail formats, it becomes available to a wider consumer base, which is presumably less affluent and more price sensitive. Therefore, price premiums can be assumed to play an increasingly important role not only for the second-step, but also for the first-step decision (Smith, Huang, & Lin, 2009). The price premiums are computed as the percentage above the average price of conventional private label milk, i.e., the milk type with the lowest price, and are also incorporated as explanatory variables in the probit regressions:

$$price\ premium_{iht} = \frac{P_{iht} - \bar{P}_{CPL,t}}{\bar{P}_{CPL,t}}. \quad (6)$$

The first-step decision, i.e., the consumption participation decision, is hence modeled as a function of sociodemographic variables, past consumption, and price premiums.

Subsequently, the normal probability density function  $pdf(\phi_{iht})$  and the normal cumulative distribution function  $cdf(\Phi_{iht})$  are estimated using the results of the probit regression. These probability functions enter the second-step demand system [specified in Equation 1] as latent variables correcting for censoring. Hence, the final specification of the LA/AIDS is

$$w_{iht} = \left[ \alpha_{iht} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jht} + \beta_i \log(x_{ht}/P_{ht}^*) \right] \times \Phi_{iht} + \zeta_i \phi_{iht} + u_{iht} \text{ with} \\ \alpha_{iht} = \alpha_{i0} + \sum_k \lambda_{ik} Z_{kht} + \sigma_i w_{ih,t-1} + \delta_i trend_t. \quad (7)$$

<sup>3</sup>Blanciforti, Green, and King (1986) show that including a lag of per capita consumption of the good in the share equation or including a lag of the share in the share equation still satisfies the adding-up property if  $\sum \sigma_i^* w_{ih,t-1} = 0$ . A problem with this habit scheme is that the theoretical demand restrictions will hold only at local values of  $w_{ih,t-1}$  for the coefficients of the dynamic AIDS model.

Following Shonkwiler and Yen (1999), Equation 7 is estimated as a demand system with  $(n - 1)$  equations via seemingly unrelated regressions (SUR). It is ensured that the estimated coefficients are stable regardless which equation is dropped. Demand systems are estimated by using the *nlsur* command in Stata 11. Price and expenditure elasticities are computed at the sample means using the formulas given by Green and Alston (1990):

Expenditure elasticities:

$$\hat{\eta}_i = 1 + \frac{\hat{\beta}_i}{\bar{w}_i} \cdot \hat{\Phi}_i, \quad (8)$$

Uncompensated own- and cross-price elasticities:

$$\hat{\varepsilon}_{ij} = \hat{\Phi}_i \cdot \left( \frac{\hat{\gamma}_{ij} - \hat{\beta}_i \bar{w}_j}{\bar{w}_i} \right) - \delta. \quad (9)$$

$\delta$  denotes the Kronecker delta and is  $\delta = 1$  for  $j = i$  and  $\delta = 0$  for  $j \neq i$ . To obtain parameters for distinct consumer groups, the demand system was finally estimated separately for three consumer groups segmented by their percentage expenditure share of organic milk.

#### 4. DATA AND SAMPLE DESCRIPTION

The analysis is based on the ConsumerScan Homescan panel dataset on food purchases of German households, which is conducted by the GfK Group (Nuremberg, Germany), the largest consumer research company in Germany. The GfK panel offers a perfectly qualified dataset for this kind of analysis in two regards: First, food purchase information is directly linked to the household's sociodemographic information; second, by reporting grocery purchases of 20,000 households<sup>4</sup> from a wide range of retail outlets (including direct sales and organic food shops). By covering a sample period of 5 years (2004–2008), the panel delivers a unique dataset both in size and up-to-dateness. The GfK Group has made great efforts to improve the household's quality of reporting on organic products and to increase the representativeness of the panel in organic food markets. The panel now is assumed to cover at least 66% of the German organic milk market (cf. Bien & Michels, 2007).<sup>5</sup> Household panels typically do not cover purchases of large-scale consumers, public authorities, the restaurant and catering sector, tourists, etc. Furthermore, organic milk purchases of committed buyers are naturally underrepresented.

The dataset allows for analyses at a disaggregated level given the detailed information available on each transaction such as date of (milk) purchase, amount bought, price<sup>6</sup> paid, brand chosen, name of the supermarket chain visited, fat content, and organic claim. Additionally, the dataset includes sociodemographic information such as age, education, occupation, and gender of the household head as well as characteristics of the key household shopper. Moreover, the household's net income and size, and the number of children are reported.

<sup>4</sup>The households in the GfK Homescan Panel comprise a stratified random sample, selected on demographic as well as geographic targets. Stratification ensures that the sample represents the sociodemographic profile of consumers in Germany according to the German microcensus.

<sup>5</sup>The GfK data used by Jonas and Roosen (2008) represented only 36% of the organic milk sales.

<sup>6</sup>Prices are average unit value prices computed as the quotient of expenditures and the corresponding quantities. These unit values may also reflect quality differences. Consequently, the estimated elasticities may be biased. However, the commodities involved in this analysis are considered to be sufficiently disaggregated and homogeneous to minimize the degree of bias (cf. Cox & Wohlgenant, 1986). Furthermore, unit values do not take effects of price promotions into account. But for milk this should not cause serious bias because milk is rarely set on special offer in Germany (LZ, Lebensmittel Zeitung, 2005). A third problem is that prices can only be constructed from reported purchases. Prices faced by nonusers remain unobserved. Therefore, missing prices were replaced through regional averages calculated with data for consuming households (cf. Jonas & Roosen, 2008).

For the purpose of detailed results, this study distinguishes between private labels and manufacturer's brands for both conventional and organic milk. Consequently, four different milk types are analyzed: organic brand (OB) milk, organic private label (OPL) milk, conventional brand (CB) milk, and conventional private label (CPL) milk.

Due to (1) the large size of the dataset, (2) the limited computing capacity, and (3) the fact that sociodemographic information is collected only once a year, daily purchase data were aggregated to annual data. The resulting sample consists of 22,885 milk-consuming households<sup>7</sup> and 64,385 observations. Table 2 provides insights into the sample's demographic distribution. The average weighted per-capita income<sup>8</sup> is about €1,320 and the average household size is 2.5. The majority of households is of German nationality (94%) and lives in the southern parts of Germany (34%). In 64% of the reporting households a woman is mainly responsible for food purchases. Forty-eight percent of the household heads are employed or self-employed; 43 % of them are in the age range of 30 and 49. On the average, households spend approximately 3% of their milk budget on organic milk.

Furthermore, Table 2 gives first hints on the sociodemographic profile of nonbuyers, occasional buyers, and committed buyers of organic milk. Following the classification of Buder, Hamm, Bickel, Bien, and Michels (2010) households are classified into three groups according to their organic milk budget share: Nonbuyers spend less than 1%, occasional buyers between 1 and 20%, and committed buyers more than 20% of their milk budget on organic milk. Altogether, 14,982 households are classified as nonbuyers, 6,839 as occasional buyers, and 1,064 as committed buyers. Comparing demographic information across these consumer groups, Table 2 suggests that committed buyers have on average a larger net income (€1,531) than average milk buyers. Moreover, there are regional differences: Organic milk buyers tend to live in cities. Committed organic milk buyers show a below average household size and number of children, but they are more likely to have young children up to 7 years of age. Committed buyers are most likely to be employees or civil servants and most of them are middle-aged. The share of households with a university degree is well above average among committed and occasional buyers.

## 5. RESULTS AND DISCUSSION

### 5.1 Probit Regressions

Table 3 displays the results of the first-step probit regressions in detail. The estimated coefficients of probit models are difficult to interpret. In nonlinear models, marginal effects are often more informative than regression coefficients themselves (Cameron & Trivedi, 2009). To allow for a more meaningful interpretation, elasticities with respect to consumption participation were computed as  $(\partial P(y > 0)/\partial x) \times (\bar{x}/\bar{P})$  for the continuous variables price premium and habit formation. For discrete variables, Table 3 reports marginal effects regarding the consumption participation decision, i.e.,  $\partial P(y > 0)$ . The probit regressions were estimated for  $H = 19,066$  households and  $T = 4$  years. Because of the dependence on lagged consumption, the sample period shortens and the number of households in the sample decreases.

The results confirm the impact of sociodemographic characteristics on consumers' purchase decisions, which were postulated by the descriptive statistics. The higher the income and the higher the educational attainment, the more likely the household is to buy OB, OPL, and CB milk. Having a per-capita income of at least €2,250 increases the probability of purchasing OB (OPL, CB) milk by 0.06 (0.04, 0.11, respectively) relative to a household with an income of less than €750, *ceteris paribus*. The impact of income is higher on OB milk than on OPL

<sup>7</sup>The panel is not balanced. During the sample period some households entered and others left the panel. Therefore, the number of households in this analysis exceeds the average panel size of 20,000 households.

<sup>8</sup>The modified OECD equivalence scale first proposed by Hagenaars, de Vos, and Zaidi (1994) was applied to compute a weighted per capita income. In the following we refer to this equivalized income when talking about income.

TABLE 2. Sample Means of Milk Expenditures and Household Characteristics by Consumer Groups in Germany

Variable	Whole sample		Nonbuyers		Occasional buyers		Committed buyers	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
Milk quantities purchased (sample means in liters/year)								
OB milk	1.26	(0.045)	0.01	(0.000)	2.04	(0.075)	26.98	(0.952)
OPL milk	1.42	(0.044)	0.01	(0.001)	3.13	(0.086)	28.93	(0.900)
CB milk	42.62	(0.262)	42.93	(0.281)	50.77	(0.999)	22.41	(0.685)
CPL milk	78.30	(0.371)	81.44	(0.402)	70.95	(1.190)	23.17	(0.831)
Budget shares (sample means in % of total milk expenditure)								
OB milk	0.01	(0.000)	0.00	(0.000)	0.02	(0.001)	0.28	(0.006)
OPL milk	0.02	(0.000)	0.00	(0.000)	0.04	(0.001)	0.31	(0.006)
CB milk	0.35	(0.001)	0.35	(0.001)	0.42	(0.004)	0.22	(0.004)
CPL milk	0.62	(0.001)	0.65	(0.001)	0.51	(0.004)	0.18	(0.004)
Income (sample mean in Euro/month; weighted per capita net income)*								
income	1,323	(2.101)	1,306	(2.196)	1,428	(8.285)	1,531	(11.51)
Price premiums (sample means, in relation to CPL milk)								
OB milk	1.57	(0.064)	1.57	(0.062)	1.53	(0.390)	1.59	(0.476)
OPL milk	1.51	(0.058)	1.51	(0.057)	1.48	(0.332)	1.53	(0.357)
CB milk	1.14	(0.093)	1.13	(0.095)	1.22	(0.384)	1.28	(0.550)
Nationality & gender (% of the sample)								
German nationality	0.94	(0.001)	0.92	(0.001)	0.93	(0.004)	0.93	(0.005)
Female person	0.64	(0.002)	0.64	(0.002)	0.64	(0.007)	0.66	(0.009)
Region (% of sample)								
West	0.26	(0.002)	0.27	(0.002)	0.23	(0.006)	0.23	(0.008)
East	0.22	(0.002)	0.23	(0.002)	0.16	(0.005)	0.11	(0.006)
North	0.18	(0.002)	0.18	(0.002)	0.17	(0.006)	0.18	(0.007)
South	0.34	(0.002)	0.33	(0.002)	0.45	(0.007)	0.48	(0.010)
Urbanization (% of sample)								
Small cities & rural areas	0.75	(0.002)	0.74	(0.002)	0.77	(0.006)	0.81	(0.008)
Large cities	0.35	(0.002)	0.32	(0.002)	0.35	(0.007)	0.40	(0.009)
Household size & children (sample means or % of sample)								
Household size (sample mean)	2.46	(0.005)	2.47	(0.005)	2.42	(0.017)	2.31	(0.022)
Total number of kids (sample mean)	0.51	(0.003)	0.52	(0.004)	0.47	(0.012)	0.46	(0.015)
Kids between 0 and 7 years (%)	0.14	(0.001)	0.14	(0.001)	0.15	(0.005)	0.17	(0.007)
Education (% of sample)**								
Education level 1	0.29	(0.002)	0.30	(0.002)	0.23	(0.006)	0.16	(0.007)
Education level 2	0.28	(0.002)	0.28	(0.002)	0.23	(0.006)	0.22	(0.008)
Education level 3	0.18	(0.002)	0.18	(0.002)	0.18	(0.006)	0.19	(0.008)
Education level 4	0.25	(0.002)	0.24	(0.002)	0.35	(0.007)	0.43	(0.010)
Age (% of sample)								
<30 years	0.08	(0.001)	0.08	(0.001)	0.07	(0.004)	0.07	(0.005)
30–49 years	0.43	(0.002)	0.43	(0.002)	0.40	(0.007)	0.45	(0.010)
50–69 years	0.37	(0.002)	0.37	(0.002)	0.40	(0.007)	0.38	(0.009)
≥70 years	0.12	(0.001)	0.12	(0.001)	0.13	(0.005)	0.10	(0.006)

milk. These findings are in line with results of prior studies for the United States (e.g., Alviola & Capps, 2010; Dettmann & Dimitri, 2010; Zhang, Huang, Lin, & Epperson, 2008) and for Germany (Jonas & Roosen, 2008).

Households with a female key household shopper and with young children are more likely to buy organic milk. However, the probability declines when more than one child lives in the

TABLE 2. Continued.

Variable	Whole sample		Nonbuyers		Occasional buyers		Committed buyers	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
Occupation (% of sample)								
Employees & public servants	0.43	(0.002)	0.42	(0.002)	0.45	(0.007)	0.54	(0.010)
Workers & apprentices	0.15	(0.001)	0.16	(0.002)	0.10	(0.005)	0.06	(0.005)
Freelancers & self-employed	0.05	(0.001)	0.05	(0.001)	0.06	(0.003)	0.06	(0.005)
Housewives, pensioners, & students	0.33	(0.002)	0.33	(0.002)	0.36	(0.007)	0.32	(0.009)
Jobless persons	0.04	(0.001)	0.04	(0.001)	0.03	(0.003)	0.02	(0.003)
No. of observations	64,385		57,292		4,427		2,666	
% of observations	100.00		88.98		6.88		4.14	
No. of households	22,885		14,982		6,839		1,064	

Note. CB = conventional brand milk; CPL = conventional private label milk; OB = organic brand milk; OPL = organic private label milk. Source: Own computation on the basis of GfK Consumer Scan panel data, 2004–2008.

\*The net income is computed as the equivalent household disposable income. Household members are weighted according to the modified OECD equivalence scale. \*\*Education levels are defined based on the German schooling system: level 1 = Hauptschulabschluss; level 2 = Realschulabschluss; level 3 = Abitur (university entrance diploma); level 4 = university degree.

household. A negative correlation between household size and organic consumption was also found by Zhang et al. (2008) and Alviola and Capps (2010) for the United States. Moreover, estimation results reveal regional differences. For households located in the southern parts of Germany the probability of purchasing OB, OPL, and CB milk increases by about 0.03, relative to households located in the west.

Urbanization is positively correlated with organic milk consumption. Interestingly, so far a number of studies confirmed a positive association between an urban or metropolitan residential area and the probability to buy organic food (e.g., Dong, Chung, & Kaiser, 2004; Smith et al., 2009). Besides the income effect, this finding could be explained by the fact that households located closer to central business districts have better access to organic food or may be more aware of sustainable consumption or a healthy diet (Smith et al., 2009).

The impact of age on participation in organic milk consumption appears to be nonlinear. Middle-aged household heads are more likely to buy organic milk than younger (<30 years) and older (≥70 years) ones. This finding coincides with the study of Wier, Jensen, Andersen, and Millock (2008) who found middle-aged households in Great Britain to have the highest propensity to buy organic food. However, results concerning the age of organic consumers are extremely diverse. Other studies stated that younger consumers are more likely to purchase organic food (Buzby & Skees, 1994; Huang, 1996) due to their open-mindedness towards new developments and changing markets. On the contrary, Jonas and Roosen (2008) and Zhang et al. (2008) found that purchase likelihood of organic food is especially high among retired persons, whereas the study of Dong et al. (2004) indicated a linear increase of purchase likelihood with age.

As expected, price is significant in explaining purchasing behavior. On average, the percentage price premium was 64% for OB, 55% for OPL, and 33% for CB milk. Probability elasticities as given in Table 3 indicate that as the price premium of OPL milk, for example, increases by one percentage point, the probability of purchasing OPL milk drops by 0.3%. Interestingly, price premiums show a higher impact on the participation decision with respect to OPL and CB milk than to OB milk.

TABLE 3. First-Step Probit Regressions: Which Factors Determinate the Probability of Buying Organic and Conventional Milk? Probability Marginal Effects<sup>a)</sup> and Probability Elasticities<sup>b)</sup> of Demographic Variables, Past Consumption, and Price Premiums

		%	User household of			
		Obs.	OB milk	OPL milk	CB milk	CPL milk
Price premium	% Price premium	–	–0.0454**	–0.2996***	–0.3839**	–
Income	<750 €	10.2	d	d	d	d
	750 €–1249 €	35.7	0.0205***	0.0058	0.0277**	–0.0039
	1250 €–1749 €	31.8	0.0288***	0.0206***	0.0528***	–0.0059**
	1750 €–2249 €	14.3	0.0411***	0.0349***	0.0807***	–0.0045
	>2249 €	8.0	0.0593***	0.0399***	0.1086***	–0.0070*
Education	Education level 1	26.0	d	d	d	d
	Education level 2	31.2	–0.0012	0.0081	0.0079	–0.0008
	Education level 3	21.3	0.0163***	0.0251***	0.0061	–0.0021
	Education level 4	21.5	0.0266***	0.0486***	0.0217**	–0.0027
Age	<30 years	8.3	d	d	d	d
	30–49 years	42.8	0.0038	0.0135*	–0.0183	–0.0137***
	50–69 years	37.1	0.0047	0.0195**	0.0041	–0.0197***
	70 years	11.8	–0.0102**	0.0123	–0.0187	–0.0391***
Occupation	Workers & apprentices	42.0	d	d	d	d
	Employees & public servants	15.4	0.0208***	0.0233***	0.0092	0.0030*
	Freelancers & self-employed	4.8	0.0245**	0.0175*	0.0385**	0.0001
	Housewives, pensioners, & students	33.8	0.0235***	0.0324***	0.0282**	0.0014
	Jobless persons	4.0	0.0247**	0.0160	0.0200	0.0054**
Nationality ( $D_{nation}$ )	German	93.0	d	d	d	d
	Others	7.0	0.0104*	0.0150*	0.0159	0.0030
Urbanization ( $D_{city}$ )	Others	67.4	d	d	d	d
Single households ( $D_{single}$ )	Large cities	32.6	0.0076**	0.0166***	0.0066	0.0026**
	Multiperson household	79.0	d	d	d	d
No. of children (<18 years) ( $kids18$ )	Single household	21.0	0.0042	–0.0005	–0.0175**	–0.0057***
	No child	68.6	d	d	d	d
Young children ( $D_{kids07}$ )	1 Child	14.9	0.0008	0.0130*	0.0024	0.0055***
	2 Children	12.6	–0.0052	0.0016	–0.0246*	0.0030
	3 and more children	3.9	–0.0182***	–0.0001	–0.0514**	0.0076***
	No child < 7 years	85.7	d	d	d	d
Gender ( $D_{gender}$ )	Children < 7 years	14.3	0.0276***	0.0305***	0.0308***	0.0002
	Male	35.1	d	d	d	d
Place of residence ( $region$ )	Female	64.9	0.0099***	0.0092**	–0.0105*	–0.0039***
	West	26.2	d	d	d	d
	East	21.8	–0.0054	–0.0186***	0.1115***	–0.0068***
	South	34.2	0.0327***	0.0268***	0.0354***	–0.0094***
	North	17.8	0.0146***	0.0071	–0.0247**	0.0009

Furthermore, past consumption increases the purchase likelihood in a given year. This result is in line with the findings of Dong et al. (2004) for New York households, but contradicts the work of Jonas and Roosen (2008) who found a negative relationship between current and past organic milk consumption in Germany. The authors suppose that the incomplete availability of organic milk in general retailing during their sample period and the potential disappointment

TABLE 3. Continued.

	% Obs.	OB milk	User household of OPL milk	CB milk	CPL milk
Quantity demanded in the previous year ( <i>habit formation</i> )	—	0.0978***	0.1459***	0.1532***	0.0086***
<i>n</i> (No. of observations)		42,707	42,707	42,707	42,707
<i>N</i> (No. of households)		22,885	22,885	22,885	22,885
McFadden's Adj. $R^2$		0.183	0.156	0.119	0.109
Adj. Count- $R^2$		0.158	0.145	0.085	0.000

Note. \*\*\*, \*\*, and (\*) denote significance at 0.1, 1, 5, and 10%, respectively; d denotes the dummy category not included in the estimation to avoid dummy variable trap. CB = Conventional brand milk; CPL = conventional private label milk; OB = organic brand milk; OPL = organic private label milk. Source: Own computation on the basis of GfK Consumer Scan panel data, 2004–2008.

<sup>a)</sup>Probability marginal effect is reported for discrete variables and denotes absolute change in organic milk consumption participation probability in response to one level increase for the multilevel discrete variables (income, education, age, and kids18) or 0/1 change for the remaining dummy variables.

<sup>b)</sup>Probability elasticity is used for continuous variables and interpreted as the percentage change in organic milk consumption participation probability in response to the percentage change in continuous variable.

of organic milk consumers due to the lack of quality differentiation between organic and conventional milk may account for this finding. The fact that past consumption now has a positive impact on the current likelihood of purchasing organic milk, points to an increased availability and consumer satisfaction in Germany.

The goodness of fit of the probit regressions is satisfactory. The adjusted Count- $R^2$ , which is the proportion of correct guesses beyond the number that would be correctly guessed by choosing the largest marginal (Long & Freese, 2006), is 15.8%, 14.5% and 8.5% for the models explaining OB, OPL and CB milk consumption participation, respectively.

## 5.2 LA/AIDS Estimation

Section 5.2.1 presents the second-step estimation results for the whole sample. Section 5.2.2 gives a detailed look at different consumer groups.

**5.2.1 Pooled regressions for all consumers.** This study focuses on own-price elasticities. Therefore, the discussion of the second-step estimation results is restricted to these. A table containing the coefficients for all variables included in the demand system is presented in Appendix A. Appendix B presents cross-price elasticities and compensated own-price elasticities.

The last column in Table 4 provides expenditure and uncompensated own-price elasticity estimates of this analysis. As expected, the sign of all own-price elasticities is negative. Comparing milk types, CB milk has the highest absolute value (−0.93) and OB milk has the lowest (−0.25). Hence, German consumers are price insensitive toward the purchase of all milk types.

Expenditure elasticities are positive, statistically significant, and range around unity. Thus, a 1% increase in total milk expenditure does not cause a considerable reallocation of budget shares between the milk types. As expected, the demand for organic milk reacts somewhat more elastically to changes in total milk expenditure than the demand for conventional milk.

Table 4 also compares elasticity estimates of this study to those of previous studies presented in Section 2. The fact that previous studies rarely achieved significant price elasticity estimates for organic milk is possibly due to considerably smaller sample sizes.

Demand for CB and CPL milk is inelastic. This finding is in line with previous research. However, in contradiction to the results of Glaser and Thompson (2000) and Jonas and Roosen (2008), price responsiveness in this analysis differs substantially between brand and private label milk, for both conventional and organic milk. The most interesting econometric result

TABLE 4. Comparison of Uncompensated Price and Expenditure Elasticities in Various Analyses of Organic and Conventional Milk Markets<sup>a)</sup>

	Glaser & Thompson (2000)	Dhar & Foltz (2005)	Jonas & Roosen (2008)	Monier et al. (2009)	Alviola & Capps (2010)	Choi & Wohgenant (2010)	Chang et al. (2011)	Schröck (2012)
Sample period	1989–1999	2004	2000–2003	2005	2004	2004/ 2005	2006–2008	2004–2008
Country	USA	USA	Germany	France	USA	USA	USA	Germany
Own-price elasticity								
CB	-0.73**	-1.04***	-0.96*	-1.02*	-0.87***	-1.36(*)	-0.90** b)	-0.93***
CPL	-0.66**		-1.01*				-1.11** c)	-0.42***
OB	3.64	-1.37***	-10.17*	-0.38	-2.00***	-1.91	-0.83** b)	-0.25**
OPL							-0.94** c)	-0.40**
Expenditure elasticity								
CB	1.16**	0.97***	0.99*	---	-0.01 <sup>d)</sup>	0.75(*)	1.02** b)	0.90***
CPL	1.00**		1.04*	---			1.04** c)	0.93**
OB	-5.73*	0.50***	0.73*	---	0.27* d)	0.60	0.42** b)	1.00***
OPL				---			1.08** c)	1.10***

Note. \*\*\*, \*\*, \* and (\*) denote significance at 0.1, 1, 5 and 10 %, respectively. CB = Conventional brand milk; CPL = conventional private label milk; OB = organic brand milk; OPL = organic private label milk.

<sup>a)</sup> If there are several elasticity estimates for different fat contents, the one for whole milk is shown here.

<sup>b)</sup> Value for suburban regions (The study does not distinguish between brand and private label milk).

<sup>c)</sup> Value for inner-city regions (The study does not distinguish between brand and private label milk).

<sup>d)</sup> Income elasticity; - - expenditure elasticities were not computed.

is that demand for OB milk (-0.25) as well as for OPL milk (-0.40) is inelastic. Demand for organic milk seems to be even less elastic than demand for conventional milk. This finding is consistent with the work of Chang et al. (2011) and Monier et al. (2009), but conflicts with the elasticity estimates of all the other studies.

The dissimilarity in the magnitude of own-price elasticity estimates calls for a closer look. Elasticity estimates have to be interpreted taking into account their data base, estimation procedure, and sample period. First, most of the previous studies only considered general retailing or do not explicitly state whether purchases in organic food shops are included in the sample. However, organic food purchases are at least underrepresented when focusing on the general retailing and consumer price sensitivity is naturally lower in organic food shops than in other retail formats. Second, the sample period differs. A crucial result of the Glaser and Thompson studies (1998, 2000) is that demand for organic food becomes less elastic in the course of time, i.e., the price elasticity decreases in absolute terms with a rising maturity of the market. The present analysis suggests that this finding applies to the German organic milk market as well. Third, price sensitivity might differ between countries. In the United States, there is a wide variety of fat contents, flavors, and package sizes. In Germany, milk is almost exclusively sold with a fat content of 3.5% or 1.5%, in 1-L cartons and without flavor. In addition, supermarkets and especially discounters typically offer only one type of organic milk—mostly fresh whole fat milk. If consumers aim to buy organic milk, a price-induced shift to long-life milk or to milk with a different fat content is rarely possible at the same point of sale. Hence, in Germany there are fewer substitutes for organic milk than for conventional milk. This fact might also be an explanation for the different magnitude of own-price elasticities in Germany and in the United States.

Thus, bearing in mind that the data base of this study is more recent, is collected in Germany, and also includes purchases in organic food shops, it seems plausible that price elasticities for organic milk (in absolute values) are found to be smaller. However, results show that neither the high degree of disaggregation—as argued by Jonas and Roosen (2008)—nor the application of

TABLE 5. Percentage Shares of Consumer Groups With Respect to Organic Milk Expenditure Shares in Germany, 2004–2008

Consumer group	2004	2005	2006	2007	2008
Nonbuyers	92.2%	91.7%	89.0%	86.5%	87.1%
Occasional buyers	5.4%	5.5%	6.9%	8.3%	7.5%
Committed buyers	2.4%	2.7%	4.1%	5.2%	5.4%

Note. Households are classified according to their organic milk budget share: Nonbuyers spend less than 1%, occasional buyers between 1 and 20%, and committed buyers more than 20% of their milk budget on organic milk. Source: Own computation on the basis of GfK Consumer Scan panel data, 2004–2008.

AIDS—as stressed by Glaser and Thompson (2000)—necessarily result in very elastic elasticity estimates for organic food products. Furthermore, the fact that demand for organic milk is found to be less elastic than demand for its conventional counterpart is feasible. Showing an absolute value of price elasticity smaller than unity, the demand for organic milk now resembles the demand for typical staple foods.

To highlight the importance of price elasticities, we follow Alviola and Capps (2010) and assess possible impacts on the milk market by calculating elasticities of total milk sales with respect to milk prices. Results show that a 1% increase in the price of OB (OPL, CB) milk leads to a 0.30% (0.24%, 0.03%) decrease in total milk sales.<sup>9</sup> A 1% increase in the price of CPL milk, however, leads to a 0.32% increase in total milk sales. Interestingly, these results are very similar to those obtained by Alviola and Capps (2010) for the U.S. market. They showed a 0.20% decrease (0.31% increase) in total milk sales due to a 1% increase in the price of organic (conventional) milk. Accordingly, in both countries, a change in the price of any milk type has little impact on the market as a whole.

**5.2.2 Differentiation between consumer groups.** Market maturation is especially mirrored in an increasing availability of organic food. As shown, an inelastic demand implies that an increase in the availability of organic food, i.e., an increase in the quantity supplied, results in lower milk sales. This conclusion is based on the estimation results for the entire sample. As price elasticities can lay the foundation for decisions concerning pricing and distribution strategies at the micro-economic level of individual manufacturers and retailers as well as for the prediction of future development at market level, it needs to be determined whether price responsiveness is the same for all consumer groups. If not, it is important to distinguish between consumers and to pay special attention to those groups that are of prime importance for the organic milk market and to those with a rising share in the population. So far, however, there is a lack of elasticity estimates for distinct consumer groups concerning organic milk demand.

Table 5 displays the change in consumer preferences that becomes evident from the increasing share of occasional and committed organic milk buyers. The percentage share of committed buyers more than doubled between 2004 and 2008, whereas the group of nonbuyers decreased. Nevertheless, the population share of committed buyers is still small. In 2008, they made up only 5.4% of all households, but accounted for more than 90% of total organic milk expenditure. At the same time, 87% of the population still belonged to the group of nonbuyers. Hence, for the future development of the organic milk market, it seems especially important to attract this consumer group.

Figure 1 plots the absolute value of the own-price elasticity estimated for different consumer groups.<sup>10</sup> As expected, households that are used to buying organic milk, i.e.,

<sup>9</sup>Differentiating the total milk revenue  $TR = p_1 \cdot q_1 + p_2 \cdot q_2 + p_3 \cdot q_3 + p_4 \cdot q_4$  with respect to the milk price  $p_1$  yields  $\partial TR / \partial p_1 = q_1 + p_1 \cdot \partial q_1 / \partial p_1 + p_2 \cdot \partial q_2 / \partial p_1 + p_3 \cdot \partial q_3 / \partial p_1 + p_4 \cdot \partial q_4 / \partial p_1$ . Multiplying both sides with  $p_1 / TR$  and rewriting in elasticity notation gives the required elasticity:  $\partial TR / \partial p_1 \cdot p_1 / TR = w_1 + w_1 \cdot \varepsilon_{11} + w_2 \cdot \varepsilon_{21} + w_3 \cdot \varepsilon_{31} + w_4 \cdot \varepsilon_{41}$ .

<sup>10</sup>A table with full estimation results for all consumer groups is available from the author on request.

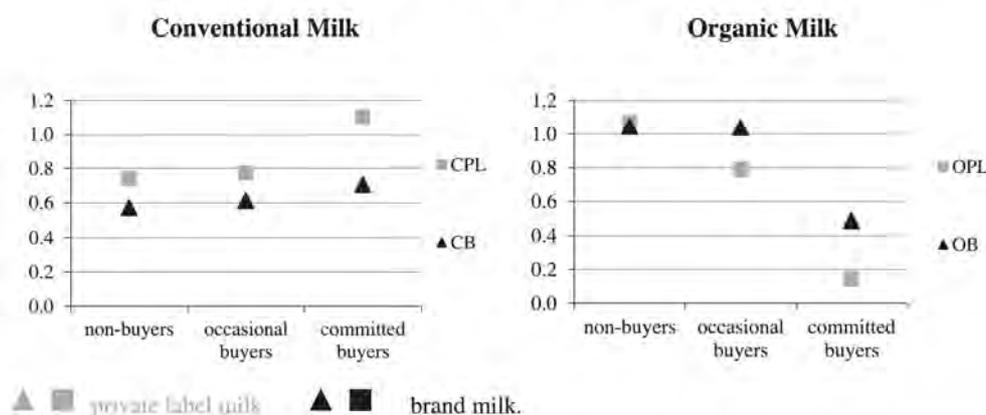


Figure 1 Comparison of own-price elasticities for organic and conventional milk between different consumer groups in Germany. Nonbuyers are defined as households that spend less than 1%, occasional buyers between 1 and 20% and committed buyers more than 20% of their milk budget on organic milk. Source: Own computation on the basis of GfK Consumer Scan panel data, 2004–2008.

committed buyers, are less price-sensitive regarding the organic milk price than occasional buyers and nonbuyers (cf. Figure 1, right side).<sup>11</sup> On the other hand, they are considerably more price-sensitive with respect to the conventional milk price (cf. Figure 1, left side). The reverse is true for nonbuyers. The demand for conventional milk is inelastic among this consumer group. Their demand for organic milk, however, is slightly elastic.

These findings imply two important facts: First, when making marketing decisions it is very important to clearly define the target group. Price promotions for organic milk will not increase sales among current consumers, i.e., among occasional and committed buyers. However, a slightly elastic demand of current nonbuyers implies that price reductions might attract new consumers and increase their expenditure on organic milk. Bearing in mind that nonbuyers make up the majority of German consumers, price promotions at retail level appear to be promising, at least in shops that are mostly frequented by nonbuyers, i.e., in general retailing. Second, the different magnitude of own-price elasticities in several consumer groups underlines that the use of average price elasticities for the population as a whole might cause a problem for the projection of future organic milk demand if significant changes in the population structure or consumer preferences take place.

## 6. CONCLUSIONS AND OUTLOOK

A growing number of studies deal with consumer decisions concerning organic food. However, only a few provide quantitative estimates of demand elasticities. This article contributes to the body of literature by showing own-price elasticity estimates and determining the sociodemographic factors affecting the demand for organic milk in Germany. In (1) using up-to-date data, (2) relying on a considerably large sample size, (3) comparing the German and the U.S. organic milk market, and (4) distinguishing between different consumer groups, this study is both an update and a refinement of previous research.

<sup>11</sup>Note that so-called nonbuyers did not necessarily refuse to spend any money on organic milk but less than one per cent of their milk budget. Therefore, the respective price elasticities can be computed.

Using the GfK Homescan Panel data, a two-step estimation procedure was applied. In the first step, the likelihood of consumption participation was analyzed with a probit regression. The second-step estimation focused on the milk budget allocation. Here, the traditional LA/AIDS was refined threefold by incorporating sociodemographic determinants, by considering dynamic aspects of milk demand, and by accounting for censoring. In a further step, consumer price responsiveness was estimated separately for different milk types and for different consumer groups in Germany. The distinction between brand and private label products, for both conventional and organic milk, provided a more detailed view of the characteristics and behavior of organic consumers and nonconsumers.

The findings of the first-step probit analysis confirm the widespread notion that organic consumers are female, well educated, wealthy, and childless. The primary organic milk consumer tends to live in the southern parts of Germany and in urban areas. Additionally, prices and habit formation are main determinants of the decision to buy organic milk or not.

Low price elasticities in the second step indicate that once the decision to buy organic milk is made, households are not very sensitive to price changes. This result is contradictory to previous studies. Although demand for organic milk in previous research was found to be highly elastic, the present analysis suggests that the demand for organic milk in Germany is absolutely price-inelastic. There are two possible reasons for this disparity in results. First, structural developments in the organic milk market and changes in consumer preferences over the last few years result in lower consumer price sensitivity. A declining price sensitivity, however, is an important sign of a maturing market. Second, there is evidence that differences in market structure and consumer preferences between the German and the U.S. market, particularly the degree of product differentiation, induce differences in consumer price responsiveness.

The maturing process of the German organic milk market was primarily connected with an increase in the availability of organic milk in general retailing, i.e., with an increase in the quantity supplied and a decrease in price. An inelastic demand, however, suggests that an increase in supply will result in a decrease in organic milk sales. The rise in the quantity demanded will be overcompensated by the decrease in price. Do the results consequently imply that the German organic milk market will decrease in future? Up to now, it has not been considered that price sensitivity is not the same for all consumer groups. Current nonbuyers are considerably more price sensitive regarding the organic milk price than households that already purchase organic milk. Therefore, results clearly reveal that although there is little potential to increase organic milk sales of present consumers by means of price reductions there is a sizable potential to expand the organic milk market by attracting new consumers. This shows that it is crucial to differentiate between consumer groups when taking marketing decisions or predicting future market development based on elasticity estimates.

#### ACKNOWLEDGMENTS

The author would like to thank an anonymous referee for very helpful comments, which have improved considerably the quality of this paper. Special thanks go to the staff members of the Department of Agricultural and Food Marketing at the University of Kassel under the direction of Prof. Dr. Ulrich Hamm. They provided the underlying GfK dataset to the Institute of Agricultural Policies and Market Research at the University of Giessen for further research.

The article was written in the framework of a research project, which is funded by the German Federal Ministry of Nutrition, Agriculture and Consumer Protection (BMELV). The project funding reference number is 2808OE148. The author takes full responsibility for the contents of this paper.

**APPENDIX A**

## Results of the Second-Step Estimation: LA/AIDS (Regression Coefficients)

Determinants	Variable name	Organic brand milk	Organic private label milk	Conv. brand milk	Conv. private label milk
Constant term	cons	0.729 ** (3.08)	0.840 *** (4.16)	0.163 *** (5.49)	-0.732 * (-2.37)
Price of OB milk	p_OB	0.344 *** (5.91)	-0.062 * (-2.17)	-0.025 (-0.88)	-0.257 *** (-4.72)
Price of OPL milk	p_OPL	-0.062 * (-2.17)	0.217 *** (3.49)	0.037 (1.38)	-0.192 ** (-3.33)
Price of CB milk	p_CB	-0.025 (-0.88)	0.037 (1.38)	0.031 ** (3.29)	-0.043 * (-2.01)
Price of CPL milk	p_CPL	-0.257 *** (-4.72)	-0.192 ** (-3.33)	-0.043 * (-2.01)	0.493 *** (6.03)
ln(X/P)	ln(X/P)	-0.046 ** (-3.13)	-0.026 * (-2.44)	-0.001 (-0.66)	0.073 *** (4.12)
Net income, per capita	Y	-0.039 (-1.43)	-0.043 (*) (-1.69)	0.009 ** (2.76)	0.073 * (2.00)
Gender	Gender	0.029 (1.20)	0.024 (1.25)	0.003 (0.98)	-0.055 (*) (-1.79)
Household size	hhsz	0.007 (0.38)	-0.039 ** (-3.31)	-0.003 (-1.36)	0.035 (*) (1.69)
No. of children	kids18	-0.028 (-1.27)	0.018 (0.93)	0.002 (0.67)	0.009 (0.31)
Children <7 years	D <sub>kids07</sub>	0.007 (0.22)	-0.051 (*) (-1.90)	0.002 (0.42)	0.043 (1.07)
Age <30 years	age_1	b	b	b	b
30–49 years	age_2	0.095 (*) (1.83)	0.102 * (2.22)	0.012 (*) (1.91)	-0.209 ** (-2.90)
50–69 years	age_3	0.074 (1.34)	0.058 (1.22)	0.021 ** (3.37)	-0.153 * (-2.01)
≥70 years	age_4	0.085 (1.07)	0.081 (1.58)	0.033 *** (4.73)	-0.199 * (-2.00)
Trend	trend	0.006 (0.64)	-0.003 (-0.38)	0.0004 (0.03)	-0.003 (-0.25)
Habit formation (lagged expenditure shares)	lag_OB	0.459 *** (19.70)	-0.284 *** (-18.97)	0.678 *** (124.84)	-0.853 *** (-31.22)
	lag_OPL	-0.284 *** (-18.97)	<i>omitted</i>	<i>omitted</i>	0.284 *** (18.97)
	lag_CB	b	b	b	b
	lag_CPL	-0.853 *** (-31.22)	0.284 *** (18.97)	-0.678 *** (-124.84)	1.247 *** (33.24)
Regional dummies	D <sub>south</sub>	-0.055 * (-2.09)	-0.059 ** (-2.70)	-0.013 *** (-3.89)	0.127 *** (3.72)
	D <sub>north</sub>	-0.066 (-1.65)	-0.005 (-0.18)	-0.023 *** (-5.91)	0.095 (*) (1.95)
	D <sub>east</sub>	0.023 (0.43)	-0.006 (-0.17)	-0.036 *** (-9.68)	0.020 (0.32)
pdf	pdf	0.511 *** (22.43)	-0.040 (-1.26)	-0.299 *** (-17.73)	-0.172 *** (-6.97)
R <sup>2</sup> (within group)		0.581	0.503	0.585	–
No. of observations		40,230			
No. of households		16,013			

Note. \*\*\*, \*\*, \* and (\*) denote significance at 0.1, 1, 5 and 10 %, respectively. Standard error in parentheses. CB = Conventional brand milk; CPL = conventional private label milk; OB = organic brand milk; OPL = organic private label milk. b = Dummy category not included in the estimation to avoid dummy variable trap. Source: Own computation on the basis of GfK Consumer Scan panel data, 2004–2008.

**Appendix B**

## Own-Price, Cross-Price, and Expenditure Elasticity Estimates of the Second-Step Estimation

	Price elasticities				Expenditure elasticities
	OB	OPL	CB	CPL	
	Uncompensated Marshallian price elasticities				
Organic brand milk (OB)	-0.251**	-0.168**	-0.052	-0.342**	0.998**
Organic private label milk (OPL)	-0.133**	-0.407**	0.078	-0.257**	1.097**
Conv. brand milk (CB)	-0.011	0.132(*)	-0.934***	-0.100**	0.900***
Conv. private label milk (CPL)	-0.484***	-0.472**	-0.089**	-0.418**	0.929***
	Compensated Hicksian price elasticities				
Organic brand milk (OB)	-0.238*	-0.154**	-0.038	-0.327**	
Organic private label milk (OPL)	-0.118*	-0.391**	0.094(*)	-0.239**	
Conv. brand milk (CB)	0.383***	0.539***	-0.497***	0.380**	
Conv. private label milk (CPL)	0.186	0.219	0.654***	0.398**	

Note. \*\*\*, \*\*, \* and (\*) denote significance at 0.1, 1, 5 and 10 %, respectively. Source: Own computation on the basis of GfK Consumer Scan Panel data, 2004–2008.

**REFERENCES**

- Akaichi, F., Gil, J.M., & Nayga, R.M. Jr. (2010, July). Assessing consumers' willingness to pay for different units of organic milk: Evidence from multi-unit auctions. Paper presented at the Joint Annual Meeting of the AAEA, CAES & WAEA, Denver, CO.
- Alviola, P.A., & Capps, O. Jr. (2010). Household demand analysis of organic and conventional fluid milk in the United States Based on the 2004 Nielsen Homescan Panel. *Agribusiness*, 26(3), 369–388.
- Beharell, B., & MacFie, J.H. (1991). Consumer attitudes to organic foods. *British Food Journal*, 93(2), 25–30.
- Bien, B., & Michels, P. (2007). Aufbau einer kontinuierlichen Berichterstattung zum Einkaufsverhalten bei ökologisch erzeugten Produkten in Deutschland unter Einbeziehung der Ergebnisse aus dem BÖL-Projekt 02OE367 [Final report of research project 02OE367/F of the German 'Bundesprogramm Ökologischer Landbau']. [Development of a continuous reporting of the shopping behaviour concerning organic products in Germany, including the results from BÖL-Projekt 02OE367.] Research project funded by the German Federal Ministry of Nutrition, Agriculture and Consumer Protection (BMELV), Bonn and Berlin.
- Blanciforti, L., Green, R., & King, G. (1986). United States consumer behavior over the postwar period: An almost ideal demand system analysis (Giannini Foundation Monograph No. 40). Davis, CA: University of California, Davis.
- BÖLW, Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft e.V. (2009). Zahlen, Daten, Fakten: Die Bio-Branche 2009. [Figures, data, facts: The organic food sector 2009.] Berlin, Germany.
- BÖLW, Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft e.V. (2012). Zahlen, Daten, Fakten: Die Bio-Branche 2012. [Figures, data, facts: The organic food sector 2012.] Berlin, Germany.
- Bruhn, M. (2002). Die Nachfrage nach Bioprodukten. Eine Langzeitstudie unter besonderer Berücksichtigung von Verbrauchereinstellungen [The demand for organic food products. A long-term study with particular regard to consumer attitudes.]. Frankfurt a.M.: Peter Lang.
- Buder, F., Hamm, U., Bickel, M., Bien, B., & Michels, P. (2010). Dynamik des Kaufverhaltens im Bio-Sortiment. Final report of research project 2809OE014 of the German 'Bundesprogramm Ökologischer Landbau'. [Dynamics of purchase behaviour for organic products.] Research project funded by the German Federal Ministry of Nutrition, Agriculture and Consumer Protection (BMELV), Bonn and Berlin.
- Buzby, J.C., & Skees, J.R. (1994). Consumers want reduced exposure to pesticides on food – charting the costs of food safety. *Food Review*, 17(2), 19–22.
- Cameron, A.D., & Trivedi, P.K. (2009). *Microeconometrics Using Stata*. College Station, TX: Stata Press.
- Chang, C.-H., Hooker, N.H., Jones, E., & Sam, A. (2011). Organic and conventional milk purchase behaviors in central Ohio. *Agribusiness*, 27(3), 311–326.
- Choi, H.-J., & Wohlgenant, M. (2010, July). The welfare effect of organic milk. Paper presented at the joint annual meeting of the AAEA, CAES & WAEA, Denver, CO.
- Cox, T.L., & Wohlgenant, M. (1986). Price and quality effects in cross-sectional demand analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 68(4), 908–919.
- Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *The American Economic Review*, 70(3), 312–326.
- Demeritt, L. (2004). *Organic pathways*. [N]Sight Magazine. Bellevue, WA: Hartman Group.

- Dettmann, R., & Dimitri, C. (2010). Who's buying organic vegetables? Demographic characteristics of U.S. consumers. *Journal of Food Products Marketing*, 16(1), 79–91.
- Dhar, T., & Foltz, J.D. (2005). Milk by any other name . . . Consumer benefits from labelled milk. *American Journal of Agricultural Economics*, 87(1), 214–218.
- Dimitri, C., & Venezia, K.M. (2007). Retail and consumer aspects of the organic milk market. (ERS LDP-M-155-01), Washington, DC: U.S. Department of Agriculture.
- Dong, D., Chung, C., & Kaiser, H.M. (2004). Modelling milk purchasing behaviour with a panel data double-hurdle model. *Applied Economics* 36(8), 769–779.
- Frykblom, P. (1997). Hypothetical question models and real willingness to pay. *Journal of Environmental Economics and Management*, 34, 275–287.
- Glaser, K., & Thompson, G.D. (1998, August). Demand for organic and conventional frozen vegetables. Paper presented at the Annual Meeting of the AAEA, Nashville, TN.
- Glaser, K., & Thompson, G.D. (2000, June). Demand for organic and conventional beverage milk. Paper presented at the annual meeting of the WAEA, Vancouver, British Columbia.
- Gould, B.W., Cox, T.L., & Perali, F. (1991). Demand for food fats and oils: The role of demographic variables and government donations. *American Journal of Agricultural Economics*, 73(1), 212–221.
- Govindasamy, R., & Italia, J. (1999). Predicting willingness-to-pay a premium for organically grown fresh produce. *Journal of Food Distribution Research*, 30, 44–53.
- Green, R., & Alston, J. (1990). Elasticities in AIDS models. *American Journal of Agricultural Economics*, 72(2), 442–445.
- Hagenaars, A., de Vos, K., & Zaidi, M.A. (1994). Poverty statistics in the late 1980s: Research based on micro-data. Luxembourg: Study carried out for Eurostat, Office for Official Publications of the European Communities.
- Haden, K. (1990). The demand for cigarettes in Japan. *American Journal of Agricultural Economics*, 72(2), 446–450.
- Hartman Group. (2006). *Organic 2006: Consumer attitudes & behaviour five years later & into future*. Bellevue, WA: Hartman Group.
- Hill, H., & Lynchehaun, F. (2002). Organic milk: Attitudes and consumption patterns. *British Food Journal*, 104(7), 526–542.
- Huang, C.L. (1996). Consumer preferences and attitudes toward organically grown produce. *European Review of Agriculture Economics*, 23, 331–342.
- Hughner, R.S., McDonagh, P., Prothero, A., Clifford, J.S., & Stanton, J. (2007). Who are organic food consumers? A compilation and review of why people purchase organic food. *Journal of Consumer Behaviour*, 6, 94–110.
- Jolly, D. (1991). Differences between buyers and nonbuyers of organic produce and willingness to pay organic price premiums. *Journal of Agribusiness*, 9(1), 97–111.
- Jonas, A., & Roosen, J. (2008). Demand for milk labels in Germany: Organic milk, conventional brands and retail labels. *Agribusiness*, 24(2), 192–206.
- Li, J., Zepeda, L., & Gould, W. (2007). The demand for organic food in the U.S.: An empirical assessment. *Journal of Food Distribution Research*, 38(3), 54–68.
- Long, J.S., & Freese, J. (2006). *Regression models for categorical and limited dependent variables using Stata*. College Station, TX: Stata Press.
- LZ, *Lebensmittel Zeitung*. (2005). Milchbauern warnen vor Nachahmern. *Lebensmittel Zeitung*, 57(14), 50.
- Misra, S., Huang, C.L., & Ott, S.L. (1991). Consumer willingness to pay for pesticide-free fresh produce. *Western Journal of Agricultural Economics*, 16(2), 218–227.
- Monier, S., Hassan, D., Nichèle, V., & Simioni, M. (2009). Organic food consumption patterns. *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*, 7, article 12.
- Platzmann, S., & Hamm, U. (2009). Kaufbarriere Preis?—Analyse von Zahlungsbereitschaft und Kaufverhalten bei Öko-Lebensmitteln [Purchasing barrier price? -Analysis of the willingness to pay and the purchasing behaviour on organic products. Final report of the research project 06OE119 of the German 'Bundesprogramm Ökologischer Landbau' funded by the German Federal Ministry of Nutrition, Agriculture and Consumer Protection (BMELV), Bonn and Berlin.].
- Riefer, A., & Hamm, U. (2009). Veränderungen der Konsumintensität von Öko-Lebensmitteln in Haushalten mit Kindern. J. Mayer et al. (Ed.), *Werte-Wege-Wirkungen: Biolandbau im Spannungsfeld zwischen Ernährungssicherung, Markt und Klimawandel*. In Proceedings of the 10th Scientific Conference 'Organic Farming' (Vol. 2, pp. 324–327). Berlin, Germany: Dr. Köster.
- Roddy, G., Cowan, C., & Hutchinson, G. (1996). Consumer attitudes and behaviour to organic foods in Ireland. *Journal of International Consumer Marketing*, 9, 41–63.
- Shonkwiler, J.S., & Yen, S.T. (1999). Two-step estimation of a censored system of equations. *American Journal of Agricultural Economics*, 81(4), 972–982.
- Smith, T.A., Huang, C.L., & Lin, B.-H. (2009). Does price or income affect organic choice? Analysis of U.S. fresh produce users. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 41(3), 731–744.
- Tagbata, D., & Sirieix, L. (2008). Measuring consumer's willingness to pay for organic and Fair Trade products. *International Journal of Consumer Studies*, 32(5), 479–490.
- Thompson, G.D. (1998). Consumer demand for organic foods: What we know and what we need to know. *American Journal of Agricultural Economics*, 80(5), 1113–1118.
- Thompson, G.D., & Kidwell, J. (1998). Explaining the choice of organic produce, cosmetic defects, prices and consumer preferences. *American Journal of Agricultural Economics*, 80(2), 277–287.

- Wier, M., Jensen, K.O., Andersen, L.M., & Millock, K. (2008). The character of demand in mature organic food markets: Great Britain and Denmark compared. *Food Policy*, 33(5), 406–421.
- Williams, P., & Hammitt, J.K. (2000). A comparison of organic and conventional fresh produce buyers in the Boston area. *Risk Analysis*, 20(5), 735–746.
- Zepeda, L., & Li, J. (2007). Characteristics of organic food shoppers. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 39, 17–28.
- Zhang, F., Huang, C.L., Lin, B.-H., & Epperson, J.E. (2008). Modelling fresh organic produce consumption with scanner data: A generalized double hurdle model approach. *Agribusiness*, 24(4), 510–522.

---

**Rebecca Schröck** is a graduate research assistant at the Institute of Agricultural Policies and Market Research, Justus-Liebig-University of Giessen, Senckenbergstr. She received her Bachelor of Science in Ecotrophology (nutritional science and home economics) in 2007, and her Master of Science in Food Economics in 2009 at the University of Giessen. She is currently a PhD candidate at the Institute of Agricultural Policy and Market Research, University of Giessen. Her research interests include consumer behavior and demand analysis for organic food products, scanner data analysis, and innovations in the food industry.

Artikel 4

**Qualitäts- und Endogenitätsaspekte in Nachfragesystemen:  
Eine vergleichende Schätzung von Preis- und Ausgaben-  
elastizitäten der Nachfrage nach ökologischem und  
konventionellem Gemüse in Deutschland**

Rebecca Schröck

Erschienen in:

German Journal of Agricultural Economics 62 (1), 2013, S. 18-38  
(*Deutscher Fachverlag, Frankfurt a.M.*).

## Qualitäts- und Endogenitätsaspekte in Nachfragesystemen: Eine vergleichende Schätzung von Preis- und Ausgaben- elastizitäten der Nachfrage nach ökologischem und konventionellem Gemüse in Deutschland

### Quality and Endogeneity Issues in Demand Systems: A comparative Estimation of Price and Expenditure Elasticities of the Demand for Organic and Conventional Vegetables in Germany

Rebecca Schröck  
Justus-Liebig-University of Giessen

#### Zusammenfassung

Der Beitrag untersucht das Nachfrageverhalten der deutschen Verbraucher am Markt für konventionelles und ökologisches Gemüse. Durch Kombination zweier Haushaltspanels der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK) können frisches und tiefgekühltes Gemüse erstmals gemeinsam analysiert werden. Die Datengrundlage ist in ihrer Größe und ihrem Informationsgehalt einzigartig, da sie Einkäufe von mehr als 13 000 Haushalten über einen Fünfjahreszeitraum abbildet.

Ziel der Analyse ist zum einen die Quantifizierung von Nachfrageelastizitäten und zum anderen der methodische Vergleich zwischen verschiedenen Schätzmodellen. Basierend auf einem LA/AIDS werden weitere Modelle geschätzt, die sowohl potentielle Preis- und Ausgabenendogenität als auch regionale, saisonale und qualitative Aspekte der Gemüsenachfrage berücksichtigen. Vor allem bei Warengruppen mit einem geringen Ausgabenanteil unterscheiden sich die Schätzwerte der Nachfrageelastizitäten zwischen den Modellen. Insofern erscheint es gerade bei der Nachfrageanalyse nach Biolebensmitteln, deren Ausgabenanteile nach wie vor relativ gering sind, sinnvoll, Modelle zu spezifizieren, die die oben genannten Aspekte explizit berücksichtigen.

Die Ergebnisse zeigen eine unelastische Nachfrage nach konventionellem Gemüse und eine leicht elastische Nachfrage nach Biogemüse in Deutschland. Erwartungsgemäß ist die Ausgabenelastizität für Bioprodukte größer als für die konventionellen Pendanten. Die Kreuzpreisbeziehungen sind asymmetrisch in der Form, dass die Nachfrage nach Biogemüse stärker auf Preisveränderungen bei konventionellem Gemüse reagiert als vice versa.

#### Schlüsselwörter

Biogemüse; Nachfrageelastizitäten; Preis- und Ausgabenendogenität; LA/AIDS; Haushaltspanel

#### Abstract

This paper provides insights into the demand of German consumers for organic and conventional vegetables. The merging of two household panels allows, for the first time, the joint analysis of the markets for fresh and frozen vegetables. The underlying panel is a unique dataset covering grocery purchases of more than 13 000 households over a period of five years.

The objective of the analysis is to derive demand elasticity estimates as well as to compare the results obtained from various estimation methods. Based on a two-step LA/AIDS, additional models which take account of potential price and expenditure endogeneity as well as of seasonal, regional and quality differences, are estimated. Especially product groups with a relatively small budget share exhibit significant differences in elasticity estimates. Therefore, it seems particularly important to consider the above mentioned issues when analyzing the demand for organic food.

Results suggest an inelastic demand for conventional and a somewhat elastic demand for organic vegetables. If expenditures increase, consumers raise their demand for organic vegetables at a higher rate than their demand for conventional vegetables. Cross-price elasticities appear to be asymmetric. Demand for organic vegetables is more sensitive to price changes of conventional vegetables than vice versa.

#### Key Words

organic vegetables; demand elasticities; price and expenditure endogeneity; LA/AIDS; household panel data

## 1 Einleitung

Das Gesundheits- und Ernährungsbewusstsein der deutschen Bevölkerung ist in den letzten Jahren deutlich gewachsen. Der Markt für Biogemüse konnte von diesem Trend in doppelter Hinsicht profitieren: Zum einen ist Gemüse als gesundes, d.h. vitamin- und mineralstoffreiches sowie kalorienarmes Nahrungsmittel in der Gunst der Verbraucher gestiegen. Der Pro-Kopf-Verbrauch von Gemüse konnte einen Zuwachs von 84,6 kg im Jahr 2004 auf 90,7 kg im Jahr 2009 verzeichnen. Zum anderen ist das Interesse an Bioprodukten gewachsen. Der Markt für Biolebensmittel hat sich innerhalb des letzten Jahrzehnts von 2,1 Mrd. Euro im Jahr 2000 auf 6,6 Mrd. Euro Umsatz in 2011 mehr als verdreifacht (BÖLW, 2012). Die Käuferreichweite von Biolebensmitteln liegt inzwischen bei über 90 % (GfK, 2008). Das Wachstum des Biomarktes wurde dabei sowohl von der steigenden Nachfrage der Verbraucher als auch von einer zunehmenden Verfügbarkeit von Biolebensmitteln im Lebensmittel-einzelhandel (LEH) getragen.

Gemüse ist im Markt für Biolebensmittel eine Warengruppe mit besonderer Bedeutung. Einige Gemüsesorten wie Karotten oder Kartoffeln zählen neben Eiern und Milch zu den ersten Produkten, die flächendeckend auch im klassischen LEH und in Discountern eingeführt wurden. Darüber hinaus gilt Biogemüse als Einstiegsprodukt in den Konsum von Biolebensmitteln. Das heißt, Konsumenten „betreten“ den Biomarkt häufig erstmals durch den Kauf gängiger Biogemüsesorten und weiten ihren Biokonsum anschließend auch auf andere Gemüsesorten und Warengruppen aus (OBERHOLTZER, DIMITRI und GREENE, 2005).

In der Nachfrageanalyse weist die Warengruppe Gemüse einige Besonderheiten auf. Zum einen unterliegen Angebot und Nachfrage starken saisonalen Schwankungen. Zum anderen handelt es sich um schnell verderbliche Ware, und es bestehen große Qualitätsunterschiede sowohl zwischen als auch innerhalb der einzelnen Gemüsesorten. Somit kann nicht von einer in sich homogenen Produktgruppe ausgegangen werden. Zudem unterscheidet sich das Gemüseangebot zwischen den Einkaufsstätten. Eine flächendeckende und kontinuierliche Erhältlichkeit aller Gemüsesorten und -qualitäten ist nicht gegeben. Darüber hinaus treten bei der Nachfrageanalyse – unabhängig von der untersuchten Warengruppe – häufig methodische Schwierigkeiten wie eine hohe Anzahl von Nullbeobachtungen im Datensatz oder die potentielle Endogenität von Preisen und Ausgaben in der Nachfrage-

analyse auf. Diesen Schwierigkeiten wird in der hier vorgestellten Analyse explizit Rechnung getragen.

Literatur, die die Preissensibilität der Verbraucher in Bezug auf Biolebensmittel anhand tatsächlicher Einkaufsdaten analysiert, ist rar. Besonders für die Warengruppe Gemüse und für den deutschen Markt mangelt es an empirischer Evidenz. Das Ziel der Analyse ist es deshalb, die Nachfrage nach konventionellem und ökologischem Gemüse in Deutschland anhand von Nachfrageelastizitäten zu charakterisieren. Darüber hinaus soll die Robustheit der Elastizitätswerte gegenüber der Schätzmethode geprüft werden. Zu diesem Zweck werden alternative ökonomische Modelle geschätzt, die auf einer einheitlichen Datengrundlage basieren, aber unterschiedliche Aspekte und Besonderheiten der Gemüsenachfrage berücksichtigen.

Die Studie liefert in mehreren Aspekten entscheidende neue Beiträge zur Literatur. Erstens werden die Besonderheiten der Datengrundlage und der Warengruppe explizit berücksichtigt. Das heißt, die Einflüsse von Gewohnheitsverhalten, soziodemografischen Haushaltsmerkmalen und Qualitätsunterschieden der Produkte werden modelliert. Den bei Nachfrageanalysen häufig auftretenden methodischen Schwierigkeiten wird durch die Schätzung komplexer Nachfragesysteme begegnet. Zweitens wird die potentielle Endogenität von Preisen und Ausgaben in Nachfragesystemen beachtet. Drittens basiert die Analyse auf einem sehr großen Datensatz (rd. 50 000 Beobachtungen). Durch die Kombination zweier Haushaltspanels wird die gleichzeitige Analyse von frischem und tiefgekühltem Gemüse ermöglicht – zweier Produktgruppen, deren Nachfrage nicht als voneinander unabhängig betrachtet werden kann.

Im folgenden Abschnitt 2 wird ein detaillierter Literaturüberblick gegeben. Der dritte Abschnitt stellt die Datengrundlage vor. Abschnitt 4 charakterisiert den deutschen Gemüsemarkt anhand von Ergebnissen der deskriptiven Statistik. In Abschnitt 5 wird die Methodik der Schätzungen erläutert. Abschnitt 6 stellt die aus den Nachfragesystemen abgeleiteten Elastizitäten dar und vergleicht diese zwischen den verschiedenen Modellierungsansätzen. Am Schluss steht ein Fazit.

## 2 Literaturüberblick und Hypothesenbildung

Die Berechnung von Nachfrageelastizitäten für Lebensmittel hat in der ökonomischen Forschung eine lange Tradition. Dabei kommen überwiegend **Nachfragesysteme** zum Einsatz. Sie untersuchen die Aus-

gabenanteile einzelner Lebensmittelgruppen an den gesamten Lebensmittelausgaben eines Untersuchungsobjektes. Oft werden hierbei die unterschiedlichen Gemüsesorten zu einer Warengruppe innerhalb des Nachfragesystems nach Lebensmitteln insgesamt zusammengefasst. Entsprechende Studien basieren in der Regel auf **national repräsentativen Haushaltsbefragungen**, wie dem amerikanischen „Nationwide Food Consumption Survey“ (NFCS) (PARK et al., 1996; HUANG und LIN, 2000), dem britischen „Family Expenditure Survey“ (FES) (BLUNDELL und ROBIN, 2000), der deutschen „Einkommens- und Verbrauchsstichprobe“ (EVS) (THIELE, 2008; WILDNER, 2001) oder der „Laufenden Wirtschaftsrechnung“ (LWR) (GRINGS, 1993; MICHALEK und KEYZER, 1992).

Tabelle 1 gibt einen Überblick über Datengrundlage, Schätzmethodik und geschätzte Nachfrageelastizitäten der zitierten Arbeiten. Die Mehrzahl der Studien ermittelt, wie es für Lebensmittel des täglichen Bedarfs typisch ist, eine preisunelastische Nachfrage nach **konventionellem Gemüse**. Es werden Werte der Eigenpreiselastizität im Bereich von -0,07 bis -1,14 angegeben. Mit Ausnahme der Studie von GRINGS (1993) sind die geschätzten Ausgabenelastizitäten in Bezug auf Gemüse ebenfalls unelastisch. Bei Gemüse scheint es sich folglich um ein Gut des täglichen Bedarfs zu handeln, bei dem eine 1 %ige Steigerung der Lebensmittelausgaben zu einer Ausgabensteigerung um weniger als 1 % führt.

Mit der wachsenden Bedeutung des Biomarktes und der zunehmenden Verfügbarkeit von **Scannerdaten**

aus dem Handel oder aus Haushaltspanels steigt die Anzahl der Studien, die die Nachfrage nach Biolebensmitteln auf der Basis tatsächlicher Einkaufsdaten analysieren. Die Untersuchungen konzentrieren sich bislang jedoch vornehmlich auf die Warengruppe Milch (GLASER und THOMPSON, 2000; DHAR und FOLTZ, 2005; JONAS und ROOSEN, 2008; ALVIOLA und CAPPS, 2010; CHOI und WOHLGENANT, 2010). Für andere Warengruppen, wie Eier (BUNTE et al., 2007; MONIER et al., 2009), Fleisch (ANDERS und MÖSER, 2010), Kartoffeln (HSIEH, MITCHELL und STIEGERT, 2009) oder Obst (LIN, YEN und HUANG, 2008), liegen nur vereinzelt Studien vor. Das gemeinsame Ergebnis der zitierten Arbeiten ist, dass sich die Nachfrage nach Biolebensmitteln deutlich preiselastischer darstellt als die Nachfrage nach den jeweiligen konventionellen Pendanten.

GLASER und THOMPSON (1999) und ZHANG et al. (2006) untersuchen die Nachfrage nach **Biogemüse** anhand von Daten des amerikanischen AC Nielsen Handelspanels. Tabelle 2 zeigt die angegebenen Eigenpreis- und Ausgabenelastizitäten. GLASER und THOMPSON (1999) beschränken ihre Untersuchung auf Tiefkühl-(TK-)Gemüse. TK-Gemüse hat gegenüber Frischgemüse den Vorteil, dass es sich um verpackte und EAN-kodierte Produkte handelt. Die Eigenpreiselastizitäten weisen für alle Biogemüsesorten eine elastische Nachfrage auf, die zudem deutlich elastischer ist als die Nachfrage nach den konventionellen Pendanten. In Bezug auf die Ausgabenelastizitäten zeigt sich keine einheitliche Struktur: Bei Brokkoli und

**Tabelle 1. Studien zur quantitativen Nachfrageanalyse nach konventionellem Gemüse**

Autoren	Land	Zeitraum	Datengrundlage	Produkt (-gruppe)	Schätzmethode	Ausgabenelastizitäten	Eigenpreiselastizitäten <sup>a)</sup>
MICHALEK und KEYZER (1992)	D (u.a.)	1985	LWR, EVS (u.a.)	Obst und Gemüse	LES-AIDS	0,26	-0,60
GRINGS (1993)	D	1985	LWR	Frischgemüse Gemüsekonserven	LA/AIDS	1,29 <sup>b)</sup> 1,29 <sup>b)</sup>	-0,68 <sup>b)</sup> -0,29 <sup>b)</sup>
PARK et al. (1996)	USA	1987/ 1988	NFCS	Gemüse	LES	0,60	-0,32 bis -0,45
BLUNDELL und ROBIN (2000)	UK	1973- 1993	FES	Obst und Gemüse	QAIDS	0,57	-0,30
HUANG und LIN (2000)	USA	1987/ 1988	NFCS	Gemüse	LA/AIDS	0,98	-0,72
WILDNER (2001)	D	1995	EVS	Obst, Gemüse und Kartoffeln	LA/AIDS	0,52	-1,14
THIELE (2008)	D	2003	EVS	Gemüse	LA/AIDS	0,97	-0,07

<sup>a)</sup> Unkompensierte Eigenpreiselastizitäten; <sup>b)</sup> die Werte gelten für 4-Personen-Haushalte von Arbeitern und Angestellten; USA – Vereinigte Staaten von Amerika; UK – Großbritannien; D – Deutschland; LES – Linear Expenditure System; LA/AIDS – Linear Approximated Almost Ideal Demand System; QAIDS – Quadratic Almost Ideal Demand System; sonstige Abkürzungen sind im Text erläutert. Quelle: eigene Zusammenstellung

**Tabelle 2. Studien zur quantitativen Nachfrageanalyse nach Biogemüse**

Autoren	Land	Zeitraum	Produkte	Schätz-methode	Ausgabenelastizitäten		Eigenpreiselastizitäten	
					konv.	Bio	konv.	Bio
GLASER und THOMPSON (1999)	USA	1990-1996	TK-Brokkoli,	AIDS	n.s.	1,13	-1,04 <sup>a)</sup>	-2,27 <sup>a)</sup>
			TK-Bohnen,		1,11	1,12	-0,60 <sup>a)</sup>	-2,18 <sup>a)</sup>
			TK-Erbesen,		0,89	1,49	n.s.	-1,91 <sup>a)</sup>
			TK-Mais		1,16	0,78	n.s.	-1,63 <sup>a)</sup>
ZHANG et al. (2006)	USA	1999-2003	Kartoffeln,	LA/AIDS	1,77	2,26	-0,59 <sup>k)</sup>	-1,11 <sup>k)</sup>
			Tomaten,		0,47	0,61	-0,27 <sup>k)</sup>	-0,73 <sup>k)</sup>
			Zwiebeln,		0,98	1,48	-0,62 <sup>k)</sup>	-0,53 <sup>k)</sup>
			Kopfsalat		0,46	n.s.	-0,81 <sup>k)</sup>	-0,59 <sup>k)</sup>

<sup>a)</sup> unkomensierte Eigenpreiselastizität; <sup>k)</sup>– komensierte Eigenpreiselastizität; n.s. – nicht signifikant  
Quelle: eigene Zusammenstellung

Erbesen ist die Ausgabenelastizität der Biovariante größer als die der konventionellen Variante, bei Mais verhält es sich umgekehrt, bei Bohnen gibt es keinen Unterschied.

ZHANG et al. (2006) analysieren die Nachfrage nach ökologischen und konventionellen Kartoffeln, Tomaten, Zwiebeln und Kopfsalat. Obwohl frisches Gemüse untersucht wird, werden saisonale Nachfrage- und Angebotseffekte nicht berücksichtigt. Mit Ausnahme von Biokartoffeln zeigt sich die Nachfrage nach allen untersuchten Gemüsesorten unelastisch. Jedoch lässt sich kein allgemeingültiges Verhältnis der Höhe der Preiselastizität zwischen konventionellen und Bioprodukten feststellen: Bei Kartoffeln und Tomaten ist die Eigenpreiselastizität der Biovariante im Betrag höher, für Zwiebeln und Salat gilt das Gegenteil. Die Ausgabenelastizitäten der Biovarianten sind dagegen stets höher als die der konventionellen Produkte.

Die Kreuzpreiselastizitäten zeigen nur für konventionelle und Biokartoffeln eine signifikante Substitutionsbeziehung. Wie GLASER und THOMPSON (1999) stellen auch ZHANG et al. (2006) eine deutliche Asymmetrie in den Substitutionsbeziehungen fest: Die Änderung der Nachfragemenge nach Biogemüse in Folge von Preisänderungen bei konventionellem Gemüse ist stärker als die Änderung der Nachfragemenge nach konventionellem Gemüse in Folge von Preisänderungen bei Biogemüse.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Dies verwundert nicht, da die Regressionskoeffizienten der Preisvariablen gemäß der Restriktionen im Nachfragesystem symmetrisch sein müssen ( $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ ), in die Berechnung der Kreuzpreiselastizität aber der Budgetanteil des jeweiligen Produkts an den Gesamtausgaben für alle im Nachfragesystem befindlichen Produkte einfließt. Ist der Budgetanteil der beiden betrachteten Gemüsegruppen sehr unterschiedlich groß (wie es bei konventionel-

In der folgenden empirischen Analyse soll untersucht werden, ob die Ergebnisse der Literatur auch auf den deutschen (Bio-)Gemüsemarkt zutreffen. Die Ergebnisse führen zu folgenden Hypothesen:

- (1) Die Eigenpreiselastizität der Nachfrage nach Biogemüse ist im Betrag höher als die Eigenpreiselastizität der Nachfrage nach konventionellem Gemüse:  $|\epsilon_{Bio}| > |\epsilon_{konv}|$ .
- (2) Die Kreuzpreisbeziehungen zwischen konventionellem und ökologischem Gemüse sind asymmetrisch:  $|\epsilon_{Bio, konv}| > |\epsilon_{konv, Bio}|$ .
- (3) Die Ausgabenelastizität der Nachfrage nach Biogemüse ist höher als die Ausgabenelastizität der Nachfrage nach konventionellem Gemüse:

$$\eta_{Bio} > \eta_{konv}$$

### 3 Datengrundlage

Die vorliegende Analyse basiert auf Daten zweier Haushaltspanels der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK) in Nürnberg für den Zeitraum 2004 bis 2008. Das Verbraucherpanel *GfK ConsumerScan* dokumentiert die Einkäufe EAN-kodierter Lebensmittel von rund 20 000 für Deutschland repräsentativen Haushalten, 13 000 dieser Haushalte berichten zusätzlich über ihre Einkäufe von frischen Lebensmitteln (Obst, Gemüse, Eier, Brot, Fleisch etc.) im Panel *GfK ConsumerScan FreshFood* (kurz *GfK Frischepanel*)<sup>2</sup>.

lem und ökologischem Gemüse der Fall ist), entstehen häufig asymmetrische Beziehungen.

<sup>2</sup> Die Paneldaten enthalten keine Informationen zu Käufen von Gemüsekonserven, d.h. von Gemüse in Dosen oder Gläsern. Insofern ist nur unverarbeitetes Gemüse, also Frischgemüse oder direkt nach der Ernte tiefgefrorenes Gemüse, Gegenstand der Betrachtung.

Da für eine umfassende Analyse des deutschen Gemüsemarktes sowohl Frischware (erfasst im *GfK Frischepanel*) als auch TK-Gemüse (erfasst im Panel *GfK ConsumerScan*) berücksichtigt werden soll, ist eine Zusammenführung der Informationen beider Panels nötig. Dies wird durch eine einheitliche Identifikationsnummer der Haushalte in beiden Paneldatensätzen ermöglicht. Für jeden Gemüsekauf sind Kaufdatum, gekaufte Menge, Preis, Name der Einkaufsstätte sowie die Gemüsesorte angegeben. Darüber hinaus werden einmal jährlich soziodemografische Merkmale der Haushalte mittels eines Fragebogens erhoben. Erfasst werden unter anderem das Einkommen<sup>3</sup>, die Haushaltsgröße, das Geschlecht der haushaltsführenden Person, Anzahl und Alter der Kinder, Nationalität, Wohnort sowie Bildung und Beruf des Hauptverdieners und der haushaltsführenden Person.<sup>4</sup>

Die Verwendung von Daten eines Haushaltspansels bietet gegenüber denen aus Handelspanels, die in den in Tabelle 2 vorgestellten Arbeiten Anwendung finden, einige Vorteile. Erstens berichten die Panelhaushalte über ihre Einkäufe in einer großen Vielfalt an verschiedenen Einkaufsstätten inklusive Direktvermarktung und Naturkostfachhandel (NKH), die in Handelspanels typischerweise nicht erfasst werden. Zweitens verknüpfen die Panels Kaufinformationen direkt mit soziodemografischen Informationen der Haushalte. So können geografische und soziodemografische Einflüsse der Verbraucher auf die Nachfrage berücksichtigt werden, die in Handelspanels ebenfalls fehlen. Drittens erlaubt die Verknüpfung beider Panels eine gemeinsame Analyse von frischem und tiefgekühltem Gemüse, die in der Literatur bislang zumeist getrennt untersucht wurden.

Die Panels bieten mit 20 000 bzw. 13 000 über einen Zeitraum von fünf Jahren berichtenden Haushalten eine einzigartige Stichprobengröße. In der Untersuchung wurden nur Haushalte berücksichtigt, die mindestens einmal im Jahr Gemüse, unabhängig welcher Sorte, gekauft haben. Darüber hinaus wurden nur

Haushalte in die Untersuchungsgesamtheit einbezogen, die Teilnehmer beider Panels sind, da nur für diese Haushalte Informationen sowohl über ihre Einkäufe an Frisch- als auch an TK-Gemüse vorliegen. Der auf diesem Weg für die Analyse konstruierte Paneldatensatz enthält die Einkaufsdaten von 15 805 verschiedenen Haushalten bzw. 50 367 Haushalts-Jahr-Beobachtungen.<sup>5</sup> Eine Übersicht über die verwendeten Variablen findet sich in Anhang 1.

## 4 Der Markt für Gemüse: deskriptive Statistik

In diesem Abschnitt werden zunächst die Entwicklungen und saisonalen Muster der Nachfragemengen dargestellt und im Anschluss die Preisentwicklungen aufgezeigt. Sowohl in der deskriptiven Statistik als auch in der ökonometrischen Analyse werden vier *Gemüsegruppen* unterschieden, die sich durch eine Unterteilung nach Produktionsmethode (ökologisch vs. konventionell) und Angebotsform (frisch vs. tiefgekühlt) ergeben: konventionelles Frischgemüse (KF-Gemüse), konventionelles TK-Gemüse (KTK-Gemüse), Biofrischgemüse (BF-Gemüse) und Bio-TK-Gemüse (BTK-Gemüse).

### 4.1 Saisonalität und Entwicklung der Nachfragemenge

Die Käuferreichweite von konventionellem Gemüse lag im Untersuchungszeitraum konstant bei rund 99,5 %. Die Käuferreichweite von Biogemüse ist dagegen kontinuierlich von 34 % im Jahr 2004 auf 58 % im Jahr 2008 gestiegen. Trotzdem war das Marktvolumen der untersuchten Gemüsegruppen bzw. Marktsegmente auch im Jahr 2008 noch sehr unterschiedlich: Während KF-Gemüse 78,8 % des Umsatzes im gesamten Gemüsemarkt auf sich vereinte, entfielen 16,6 % auf KTK-Gemüse und nur 3,7 bzw. 0,9 % auf BF- bzw. BTK-Gemüse.

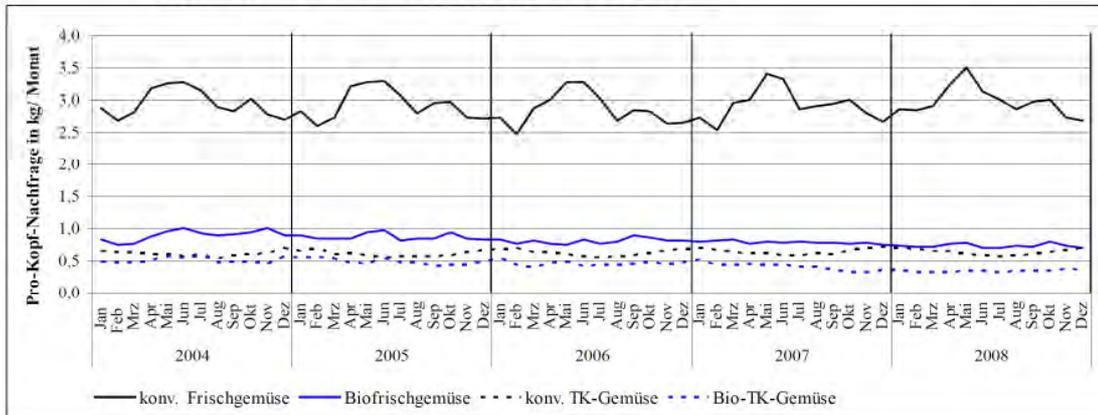
<sup>3</sup> In der vorliegenden Analyse wird ein gewichtetes monatliches Pro-Kopf-Einkommen (im Folgenden als Nettoäquivalenzeinkommen bezeichnet) als Einkommensindikator verwendet. Dieses ergibt sich als Quotient aus dem monatlichen Haushaltsnettoeinkommen und einem Gewichtungsfaktor, der Anzahl und Alter der Personen im Haushalt berücksichtigt. Er berechnet sich gemäß der neuen Äquivalenzskala der OECD. Zusätzlich wurde das Einkommen mit dem Verbraucherpreisindex deflationiert.

<sup>4</sup> Eine ausführliche Beschreibung der Datengrundlage findet sich bei BUDER (2011).

<sup>5</sup> Da während des Untersuchungszeitraums einige berichtende Haushalte das Panel verlassen haben und neue Haushalte hinzugekommen sind, ist das Panel unbalanciert und die Anzahl der Haushalte in der Untersuchungsgesamtheit übersteigt die durchschnittliche Anzahl von 13 000 Haushalten im *GfK Frischepanel*. Aufgrund der Berücksichtigung einer zeitverzögerten endogenen Variablen in einigen Schätzmodellen verkürzt sich der Schätzzeitraum dort um das erste Beobachtungsjahr. Das für die Schätzungen herangezogene Sample besteht dann aus 14 346 Haushalten und 40 031 Haushalts-Jahr-Beobachtungen.

GJAE 62 (2013), Number 1

**Abbildung 1. Entwicklung der Einkaufsmengen von konventionellem und Bio-Frischgemüse in Deutschland, monatlich aggregierte Daten 2004-2008**



Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage der GfK Verbraucherpanels 2004-2008

Abbildung 1 zeigt die Entwicklung der Pro-Kopf-Nachfragemengen der Gemüsegruppen im Untersuchungszeitraum. Es ist zu erkennen, dass die Nachfrage nach KF-Gemüse deutlich stärkeren saisonalen Schwankungen unterliegt als die Nachfrage nach Bio- und TK-Gemüse. Das Nachfragehoch von KF-Gemüse liegt jeweils in den Monaten April bis Juni. In diesem Zeitraum ist das heimische Gemüseangebot in der Regel groß und die Preise für Frischgemüse sind somit vergleichsweise niedrig.

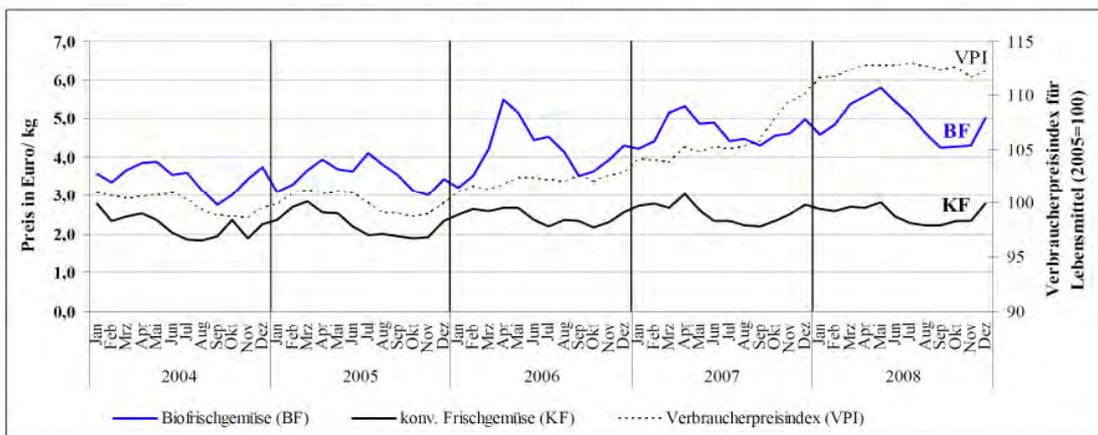
Aufgrund der von Gemüsesorte zu Gemüsesorte differierenden Erntezeiträumen und der dadurch entstehenden Saisonalität der Nachfrage werden die oben genannten Gemüsegruppen zusätzlich in *saisonale Gemüseklassen* unterteilt. Die Klasse der Sommer-

gemüse umfasst Paprika, Tomaten, Hülsenfrüchte, Salat, Gurken, Zucchini und Auberginen. Kohlgemüse, Zwiebeln, Karotten und Kürbisse zählen zur Gemüseklasse der Lager- bzw. Wintergemüse. Frischer Spargel und Kräuter, deren Erntesaison früh im Jahr beginnt und die zu den hochpreisigen Gemüsesorten zählen, werden der Klasse der Frühlingsgemüse zugeordnet. Die Referenzkategorie bilden Pilze und sonstige Gemüsesorten, deren Angebot und Nachfrage keine ausgeprägte Saisonalität aufweisen.

#### 4.2 Preisentwicklung

Abbildung 2 illustriert die Preisentwicklung von KF- und BF-Gemüse im Untersuchungszeitraum. Die Preise von BF-Gemüse verlaufen auf einem deutlich höheren

**Abbildung 2. Entwicklung der durchschnittlichen Verbraucherpreise für frisches Gemüse in Deutschland, monatliche Durchschnittspreise 2004-2008**



Quellen: eigene Berechnungen auf Grundlage der GfK Verbraucherpanels 2004-2008 und Statistisches Bundesamt

Niveau. Außerdem ist die Entwicklung des Verbraucherpreisindex (VPI) für Lebensmittel in Deutschland dargestellt. Es wird deutlich, dass Gemüse eine Warengruppe ist, die von den starken Preissteigerungen ab der zweiten Jahreshälfte 2007 unterdurchschnittlich stark betroffen war. Das heißt, Gemüse wurde ab diesem Zeitpunkt im Vergleich zu anderen Lebensmitteln wie Milch- und Getreideprodukten oder Kaffee relativ günstiger.

Die Preise unterliegen starken Schwankungen im Jahresverlauf deren Ursache in erster Linie das erhöhte Angebot in den Sommermonaten ist. Darüber hinaus sind Unterschiede in den durchschnittlichen Gemüsepreisen aber auch durch Qualitätsunterschiede bedingt. Werden große Mengen eines Produktes mit deutlich überdurchschnittlichem Preis gekauft, erhöht dies die Durchschnittspreise. Die Spargelsaison im Frühjahr erklärt die relativ hohen Preise im jeweils zweiten Quartal. Im Spätsommer und Herbst verschiebt sich die Nachfragestruktur dagegen zugunsten kostengünstiger Gemüsesorten wie Karotten, Kohlgemüse, Zwiebeln und Kürbis.

## 5 Methodik

Die überwiegende Zahl der Studien, die die Nachfrage nach einer bestimmten Produktgruppe analysieren, nutzen inzwischen das von DEATON und MUELLBAUER (1980) entwickelte Almost Ideal Demand System (AIDS) bzw. vereinfachte (LA/AIDS) oder erweiterte Formen (QAIDS, GAIDS). Die vorliegende Analyse basiert in ihrem methodischen Ansatz ebenfalls auf einem AIDS. Da mit Daten eines Haushaltspanels gearbeitet und mit Gemüse eine differenzierte und inhomogene Produktgruppe untersucht wird, gilt es, (a) die hohe Anzahl von Nullbeobachtungen im Datensatz, (b) die Qualitätsunterschiede der Produkte bzw. Gemüsegruppen, (c) die ausgeprägte Saisonalität von Angebot und Nachfrage und (d) die potentielle Endogenität von Preisen und Ausgaben in der Nachfrageanalyse explizit zu berücksichtigen. Zu diesem Zweck werden drei aufeinander aufbauende Modelle geschätzt, die in der Nachfrageliteratur etablierte Ansätze zur Lösung der genannten Probleme kombinieren:

- (1) *Modell 1:* Das klassische lineare AIDS wird mit dem konsistenten zweistufigen Schätzverfahren von SHONKWILER und YEN (1999) (Consistent-Two-Step-Estimation) kombiniert, um dem Aspekt der Nullbeobachtungen Rechnung zu tragen.
- (2) *Modell 2:* Auf Grundlage des Ansatzes von COX und WOHLGENANT (1986) werden die in den

Paneldaten angegebenen Durchschnittspreise (Unit Values) um Qualitäts-, Saisonalitäts- und Regionalitätsaspekte bereinigt. Das unter Modell 1 beschriebene Nachfragesystem wird anschließend mit den korrigierten Preisdaten geschätzt.

- (3) *Modell 3:* Entsprechend der Vorgehensweise bei DHAR, CHAVAS und GOULD (2003) wird durch eine simultane Schätzung der Budgetanteilsleichungen aus Modell 1, der reduzierten Preisgleichungen aus Modell 2 und einer Ausgabengleichung der potentiellen Endogenität von Preisen und Ausgaben Rechnung getragen.

Die drei genannten Modelle werden im Folgenden detailliert beschrieben.

### Modell 1: ein zweistufiges LA/AIDS

Im AIDS werden Ausgabenanteile als abhängige Variable untersucht. Der Ausgaben- bzw. Budgetanteil des Haushaltes  $h$  für die Gemüsegruppe  $i$  in der Periode  $t$ ,  $w_{iht}$ , berechnet sich als Quotient aus den Ausgaben für eine Gemüsegruppe  $i$  und den gesamten Gemüseausgaben des Haushalts  $M$ :

$$(1) \quad w_{iht} = \frac{P_{iht} \cdot q_{iht}}{M_{ht}}$$

Eine Periode  $t$  umfasst in den vorgestellten Schätzungen die Dauer von einem Jahr. Die Budgetanteile werden als eine Funktion von Preisen  $p$  und Gemüseausgaben  $M$  modelliert:

$$(2) \quad w_{iht} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \cdot \ln(p_{jht}) + \beta_i \cdot \ln(M_{ht}/P_{ht}) + u_{iht}$$

$P$  ist der Preisindex. Um die Komplexität der Berechnungen zu reduzieren, findet das lineare LA/AIDS Anwendung, das den nicht-linearen Translog durch den linearen Stone-Preisindex ersetzt:

$$(3) \quad \ln(P_{ht}) = \sum_{j=1}^n \bar{w}_{jt} \cdot \ln(p_{jht})$$

Gemäß der mikroökonomischen Theorie soll das durch die Gleichungen (2) und (3) definierte Nachfragesystem die Bedingungen der Additivität ( $\sum_i \alpha_i = 1$ ,  $\sum_i \beta_i = 0$ ,  $\sum_i \gamma_{ij} = 0$ ), der Homogenität ( $\sum_j \gamma_{ij} = 0$ ) und der Symmetrie ( $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ ) erfüllen.<sup>6</sup>

<sup>6</sup> Um Singularität der Varianz-Kovarianz-Matrix der Fehlerterme zu vermeiden, wird eine Budgetanteilegleichung aus dem Nachfragesystem ausgeschlossen, und die ent-

Da Ausgaben und Preise allein strukturelle Änderungen auf den Märkten und dynamische Prozesse nicht abbilden können (vgl. RECKE, 1995: 53), wird eine Trendvariable (*trend*) in das Modell aufgenommen. Die Methode der demografischen Translation erlaubt es darüber hinaus, den Einfluss soziodemografischer Merkmale der Haushalte ( $Z_{1ht}, \dots, Z_{kht}$ ) auf die Nachfrage nach Gemüse zu berücksichtigen. Außerdem wird das Einkaufs- und Konsumverhalten von Haushalten stark von Gewohnheiten bestimmt. Es gibt verschiedene Ansätze, Gewohnheitsverhalten in Nachfragemodellen zu modellieren. Der hier gewählte Ansatz geht auf HADEN (1990) und BLANCIFORTI, GREEN und KING (1986) zurück und integriert den um eine Periode (d.h. ein Jahr) verzögerten Ausgabenanteil für eine Gemüsegruppe ( $w_{ih,t-1}$ ) in die Budgetanteilsleichung. Gleichung (4) zeigt die Budgetanteilsleichung des LA/AIDS unter Berücksichtigung von Trends, Haushaltscharakteristika und Gewohnheitsverhalten:

$$(4) \quad w_{iht} = \alpha_{i0} + \sum_k \alpha_{ik} \cdot Z_{kht} + \delta_i \cdot trend_t + \eta_i \cdot w_{ih,t-1} + \sum_j \gamma_{ij} \cdot \ln(p_{jht}) + \beta_i \cdot \ln(M_{ht} / P_{ht}) + u_{iht}$$

Da der Analyse Daten eines Haushaltspanels zugrunde liegen, müssen Nullbeobachtungen und die dadurch entstehenden Selektivitätsverzerrungen berücksichtigt werden. Eine Nullbeobachtung entsteht, wenn der Ausgabenanteil eines Haushalts für eine Gemüsegruppe in einer Periode gleich Null ist. Das heißt, ein Haushalt hat in einem Jahr eine bestimmte Gemüsegruppe überhaupt nicht gekauft. Ein hoher Anteil von Nullbeobachtungen stellt ein Problem dar, da in diesem Fall nicht mehr von einer Normalverteilung der beobachteten Ausgabenanteile ausgegangen werden kann und folglich eine zensierte Regression geschätzt werden müsste. Um die Verzerrung der Schätzwerte zu vermeiden, wenden SHONKWILER und YEN (1999) ein zweistufiges Schätzverfahren an, das eine Schätzung des Nachfragesystems auf der Basis aller Beobachtungen erlaubt. Demzufolge entscheiden Haushalte in einem ersten Schritt, ob sie ein Produkt der

sprechenden Parameter werden durch Anwendung der Additivitäts- und der Homogenitätsrestriktionen erschlossen. Die Regressionskoeffizienten erweisen sich als stabil, unabhängig davon, welche Budgetanteilsleichung ausgeschlossen wird. Zur Erfüllung der Symmetrieeigenschaft werden Nebenbedingungen formuliert, unter denen das AIDS geschätzt wird.

Gemüsegruppe  $i$  kaufen oder nicht. Entscheidet sich der Haushalt zum Kauf, wird in einem zweiten Entscheidungsschritt die nachgefragte Menge bzw. die Budgetallokation zwischen den Gemüsegruppen festgelegt.

Folglich wird angenommen, dass der durch das Nachfragesystem modellierten Konsumententscheidung eine Marktpartizipationsentscheidung vorausgeht. Diese wird mithilfe einer multivariaten Probit-Analyse untersucht. Für jede Gemüsegruppe  $i$  stellt die Entscheidung auf der ersten Stufe ein dichotomes Auswahlproblem dar. Die abhängige Variable  $Y_{iht}$  nimmt den Wert Eins an, wenn der Haushalt  $h$  mindestens ein Produkt der Gemüsegruppe  $i$  mindestens einmal in der entsprechenden Periode  $t$  gekauft hat ( $Y=1$ ), andernfalls ist sie gleich Null ( $Y=0$ ):

$$(5) \quad Y_{iht} \{ \text{Käuferhaushalt}_i = 1 \} = f(Z_{kht}, Q_{ih,t-1})$$

Die Partizipationsentscheidung wird als eine Funktion von soziodemografischen Variablen  $Z_{kht}$  und vergangenen Konsumententscheidungen, d.h. der Nachfragemenge des Haushalts nach der Gemüsegruppe im Vorjahr  $Q_{ih,t-1}$ , modelliert. Auf Basis der Ergebnisse der Probit-Regressionen werden dann die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion ( $\phi_{iht}$ ) und die kumulative Verteilungskurve ( $\Phi_{iht}$ ) berechnet. Diese Wahrscheinlichkeitsfunktionen gehen in das Nachfragesystem aus Gleichung (4), das die zweite Entscheidungsstufe der Haushalte modelliert, als Korrekturfaktoren bzw. latente Variablen ein:

$$(6a) \quad w_{iht} = \Phi_{iht} \cdot \left[ \alpha_{i0} + \sum_k \alpha_{ik} \cdot Z_{kht} + \delta_i \cdot trend_t + \eta_i \cdot w_{ih,t-1} + \sum_j \gamma_{ij} \cdot \ln(p_{jht}) + \beta_i \cdot \ln(M_{ht} / P_{ht}) \right] + \sigma_i \cdot \phi_{iht} + u_{iht}$$

Bei Einsetzen von Gleichung (3) in Gleichung (6a) folgt:

$$(6b) \quad w_{iht} = \Phi_{iht} \cdot \left[ \alpha_{i0} + \sum_k \alpha_{ik} \cdot Z_{kht} + \delta_i \cdot trend_t + \eta_i \cdot w_{ih,t-1} + \sum_j \gamma_{ij} \cdot \ln(p_{jht}) + \beta_i \cdot \ln(M_{ht}) - \beta_i \left( \sum_j \bar{w}_{jt} \cdot \ln(p_{jht}) \right) \right] + \sigma_i \cdot \phi_{iht} + u_{iht}$$

Die Budgetanteilsleichungen werden simultan geschätzt. Preis- und Ausgabenelastizitäten werden im Anschluss an die Schätzung auf Basis der Formeln von GREEN und ALSTON (1990) berechnet:

(7) Ausgabenelastizität:

$$\hat{\eta}_i = 1 + \frac{\hat{\beta}_i}{\bar{w}_i} \cdot \hat{\Phi}_i$$

(8) unkompenzierte Eigen- bzw. Kreuzpreiselastizität:

$$\hat{\epsilon}_{ij} = \hat{\Phi}_i \cdot \left( \frac{\hat{\gamma}_{ij} - \hat{\beta}_i \bar{w}_j}{\bar{w}_i} \right) - \delta$$

(9) kompenzierte Eigen- bzw. Kreuzpreiselastizität:

$$\hat{\epsilon}_{ij}^* = \hat{\epsilon}_{ij} + \bar{w}_j \hat{\eta}_i$$

$\delta$  steht für das Kronecker-Delta und ist  $\delta=1$  für  $j=i$  und  $\delta=0$  für  $j \neq i$ .

**Modell 2: ein zweistufiges LA/AIDS mit Berücksichtigung von Qualitätsaspekten**

Teilnehmer von Haushaltspanels geben keine Preise an, sondern die Einkaufsmenge und die Ausgaben-summe für jedes gekaufte Produkt. Bei den Preisen handelt es sich folglich um Durchschnittspreise (Unit Values), die sich als Quotient aus Ausgaben und Mengen errechnen. Diese Durchschnittspreise spiegeln neben tatsächlichen Preisunterschieden auch qualitative und regionale Unterschiede, die Preisstrategien der gewählten Einkaufsstätten sowie Messfehler wider und können folglich zu verzerrten Elastizitätsschätzungen führen (DEATON, 1988; COX und WOHLGENANT, 1986). Da Gemüse eine qualitativ sehr inhomogene Produktgruppe ist, die zudem in einer breiten Palette von Einkaufsstätten gekauft wird, muss davon ausgegangen werden, dass das Ausmaß der Verzerrung groß ist.<sup>7</sup>

COX und WOHLGENANT (1986) haben einen Ansatz zur Berücksichtigung von Qualitätsaspekten entwickelt, der in der Literatur vielfach Anwendung findet (z. B. bei PARK et al., 1996; THIELE, 2008). Demnach werden aus den Durchschnittspreisen zunächst qualitätsbereinigte Preise abgeleitet. Zu diesem Zweck wird für jede der untersuchten Gemüsegruppen eine hedonische Preisfunktion geschätzt. Es wird angenommen, dass der durch das Nachfragesystem mo-

dellierten Mengenentscheidung eine durch die Preisgleichungen modellierte Qualitätsentscheidung der Haushalte vorausgeht, die unabhängig von der Mengenentscheidung ist. Die gezahlten Durchschnittspreise sind in erster Linie von der Höhe des Einkommens und anderen Haushaltscharakteristika abhängig. Sozio-ökonomische Haushaltsmerkmale  $Z$  sollen deshalb als Proxy-Variablen für die unterschiedlichen Haushaltspräferenzen bezüglich unbeobachtbarer Qualitätscharakteristika dienen. Darüber hinaus wird der Durchschnittspreis von regionalen Aspekten und der Einkaufsstätte bzw. dem Geschäftstyps bestimmt. Als Regionen ( $R$ ) werden der Osten, Süden und Norden Deutschlands sowie die Referenzkategorie ‚Mitte und Westen‘ unterschieden. Um das Einkaufsverhalten der Haushalte bezüglich der Wahl der Einkaufsstätte und die Preisstrategien der unterschiedlichen Einkaufsstätten abzubilden, werden Ausgabenanteile der Haushalte in den einzelnen Einkaufsstätten ( $G$ ) in die Preisgleichung integriert.<sup>8</sup> Die saisonalen Gemüseklassen ( $S$ ) geben Ausgabenanteile für Frühlings-, Sommer-, Winter- und sonstigem Gemüse an. Sie spiegeln zum einen die Sortenzusammensetzung des von den Haushalten gekauften Gemüse-Warenkorbes und zum anderen die saisonale Angebotsstruktur wider. Preisvariationen werden deshalb durch folgende reduzierte Preisgleichung erklärt<sup>9</sup>:

$$(10a) \quad p = f \left( \begin{matrix} \text{Region, Haushaltsmerkmale,} \\ \text{Geschäftstypen, Qualitätscharakteristika} \end{matrix} \right)$$

bzw.

$$(10b) \quad \ln(p_{iht}) = a_i + \sum_r b_{ir} \cdot R_{r,ih} + \sum_k c_{ik} \cdot Z_{k,ih} + \sum_g d_{ig} \cdot G_{g,ih} + \sum_s e_{is} \cdot S_{s,ih} + \epsilon_{iht}$$

Während  $R$ ,  $Z$ ,  $G$  und  $S$  durch Region, Haushaltsmerkmale, Einkaufsstättenwahl und Saisonalität bedingte Preisvariationen erfassen, bilden die Residuen  $\epsilon_i$  aus Gleichung (10b) nicht-qualitätsbedingte Preisvariationen ab. Qualitätsbereinigte Preise  $p_i^*$  können

<sup>7</sup> Ein weiteres Problem in Bezug auf die Preisdaten ist, dass Durchschnittspreise nur aus beobachteten Kaufakten berechnet werden können. Preise, zu denen ein Produkt nicht gekauft wurde, bleiben unbeobachtet. Aus diesem Grund werden fehlende Preisdaten durch regionale Durchschnittspreise ersetzt, die als Durchschnittswerte derjenigen Haushalte errechnet werden, die die entsprechende Gemüsegruppe in der entsprechenden Region und Periode tatsächlich gekauft haben (vgl. COX und WOHLGENANT, 1986: 913).

<sup>8</sup> Es werden Supermärkte, Discounter, SB-Warenhäuser und Verbrauchermärkte, Naturkostläden und die Referenzkategorie der sonstigen Einkaufsstätten (z. B. Wochenmärkte, Hofläden, Fachgeschäfte etc.) unterschieden.

<sup>9</sup> Angebotsseitig bedingte Preisvariationen, wie Marketingmaßnahmen der Hersteller, die unabhängig von der Wahl der Einkaufsstätte sind, können durch die Daten nicht abgebildet werden.

folglich durch die Addition der Residuen zur Konstanten berechnet werden:

$$(11) p_{iht}^* = a_i + \varepsilon_{iht}$$

Das in Modell 1 beschriebene LA/AIDS wird mit den korrigierten Preisdaten geschätzt und Nachfrageelastizitäten werden gemäß der Formeln in den Gleichungen (7) bis (9) berechnet.

**Modell 3: ein zweistufiges LA/AIDS mit Berücksichtigung von Qualitäts- und Endogenitätsaspekten**

In der Nachfrageanalyse werden Ausgaben und Preise in der Regel als exogen betrachtet. Typischerweise wird argumentiert, dass der einzelne Haushalt Preisnehmer ist und seine Nachfrage folglich keinen Einfluss auf den Marktpreis hat. Endogenitätsprobleme entstehen jedoch, wenn die Marktpreisbildung sowohl durch das Angebot als auch die Nachfrage determiniert ist, die Nachfragefunktion aber ohne Berücksichtigung der Angebotsfunktion geschätzt wird. Preisnehmerschaft allein ist nach DHAR, CHAVAS und GOULD (2003: 605) keine hinreichende Legitimation, Preise als exogen anzusehen. Denn Haushalte treffen ihre Kaufentscheidungen mitunter als Reaktion auf Handlungen der Akteure der Angebotsseite. Beispielsweise berücksichtigen sie Sonderangebote oder Werbung von Herstellern und Händlern. Verkaufsförderungsmaßnahmen beeinflussen somit nicht nur die Grenzkosten der Hersteller und Händler (d.h. die Angebotsfunktion), sondern auch die Nachfragefunktion.

Neben der Exogenität der Preise kann auch die Exogenität der Ausgaben hinterfragt werden. Nachfrageanalysen berücksichtigen oft nicht alle Güter und Dienstleistungen, die ein Haushalt einkauft. Unter Annahme der schwachen Separabilität (vgl. DEATON und MUELLBAUER, 1980) wird typischerweise lediglich die letzte Stufe eines mehrstufigen Budgetallokationsprozesses untersucht. Es ist jedoch zu erwarten, dass die Aufteilung des Haushaltsbudgets auf einzelne Produktgruppen in einer Beziehung zu den analysierten Produkten steht. Das heißt, der Haushalt entscheidet über die Höhe seiner Ausgaben für eine Produktgruppe (in diesem Fall für Gemüse) nicht in einem dem Einkauf und der Produktauswahl vorausgehenden Schritt, sondern die Summe der Gesamtausgaben ergibt sich erst aus den einzelnen Kaufentscheidungen am Point of Sale und ist abhängig von der Wahl der Einkaufsstätte und dem dortigen Produktangebot. In diesem Fall entstehen Endogenitätsprobleme, und

OLS-Schätzungen führen zu verzerrten und inkonsistenten Schätzparametern (DHAR, CHAVAS und GOULD, 2003: 605f.).

Bislang berücksichtigen nur wenige Nachfrageanalysen wie LAFRANCE (1993) oder DHAR, CHAVAS und GOULD (2003) Preis- und Ausgabenendogenität. Beide Arbeiten stellen fest, dass Preis- und Ausgabenendogenität die geschätzten Nachfrageparameter signifikant beeinflussen. Für Biolebensmittel existiert nach Kenntnisstand der Autorin keine Studie, die Endogenitätsaspekte diskutiert.

Es stellt sich folglich die Frage, wie potentielle Preis- und Ausgabenendogenität explizit im Modell berücksichtigt werden können. Die Analyse folgt hier methodisch dem Ansatz von DHAR, CHAVAS und GOULD (2003). Die Autoren formulieren Preis- und Ausgabengleichungen in reduzierter Form und schätzen diese simultan mit den Budgetanteilsleichungen des Nachfragesystems. Die Preis- und Ausgabengleichungen spiegeln dabei Aspekte der Angebotsseite wie die Distributionsstrategie der Hersteller oder Verkaufsförderungsstrategien des Handels, Qualitätsunterschiede der Produkte sowie regionale und saisonale Nachfrage- und Angebotsunterschiede wider.

Die reduzierte Form der Preisgleichungen wurde bereits erläutert (Gleichung 10b). Die reduzierte Form der Ausgabengleichung für Gemüse berücksichtigt neben einer Trendvariablen auch regionale Unterschiede, sozioökonomische Haushaltsmerkmale und die Ernährungsgewohnheiten des Haushalts:

$$(12a) M = f \left( \begin{array}{l} \text{Region, Haushaltsmerkmale, Trend,} \\ \text{Gewohnheitsverhalten,} \\ \text{Lebensmittelausgaben} \end{array} \right)$$

bzw.

$$(12b) \ln(M_{ht}) = g + \sum_r k_r \cdot R_{ht} + \sum_k l_k \cdot Z_{kht} + m \cdot trend_t + n \cdot \ln(M_{h,t-1}) + o \cdot \ln(A_{ht}) + \vartheta_{ht}$$

Die Vektoren der Haushaltsmerkmale  $Z$  und der Regionen  $R$  umfassen die aus der Preisgleichung in (10b) bekannten Variablen bzw. Ausprägungen. Gewohnheitsverhalten wird durch die Ausgabensumme des Haushalts für Gemüse im Vorjahr ( $M_{h,t-1}$ ) abgebildet. Darüber hinaus werden die Haushaltsausgaben für sonstige Lebensmittel (ohne Gemüse) ( $A_{ht}$ ) als erklärende Variable integriert, um die Präferenzen und Ernährungsgewohnheiten des Haushalts abzubilden.

Die Preisgleichungen (10b), die Ausgabengleichung (12b) sowie die Budgetanteilsleichungen (6b) werden in *stata* mithilfe des *nlsur*-Befehls, der die *FNGLS*-Schätzprozedur (feasible generalized nonlinear least squares) anwendet, gemeinsam geschätzt. Das Gleichungssystem besteht folglich aus neun Gleichungen: vier Preisgleichungen, einer Ausgabengleichung und vier Budgetanteilsleichungen. Erneut wird eine der Budgetanteilsleichungen ausgeschlossen. Die entsprechenden Parameter werden im Nachhinein durch Anwendung der Restriktionen des Nachfragesystems erschlossen. Preis- und Ausgabenelastizitäten werden auf Basis der Formeln (7) bis (9) berechnet.

## 6 Ergebnisse

Im Folgenden werden in Abschnitt 6.1 die Regressionsergebnisse der ersten, in Abschnitt 6.2 die Ergebnisse der zweiten Entscheidungsstufe vorgestellt. Hier werden nur die Ergebnisse von Modell 3, das Preis- und Ausgabenendogenität sowie Qualitätsaspekte berücksichtigt, im Detail diskutiert.<sup>10</sup> In Abschnitt 6.3 werden die geschätzten Nachfrageelastizitäten aller Modelle verglichen.

### 6.1 Ergebnisse der Probit-Regressionen

Die Ergebnisse der Probit-Regressionen geben in erster Linie Hinweise auf das soziodemografische Profil der Käuferhaushalte der Gemüsegruppen. Für KF-Gemüse wurde keine Probit-Regression geschätzt, da 99,9 % der Haushalte im Sample (d.h. 99,9 % der Gemüsekäufer) auch KF-Gemüse gekauft haben. Folglich ist keine Unterscheidung zwischen Käufern und Nichtkäufern von KF-Gemüse anhand soziodemografischer Merkmale möglich.

Die vollständigen Regressionsergebnisse finden sich in Anhang 2. In nichtlinearen Modellen wie Probit-Regressionen sind marginale Effekte häufig informativer als die Regressionskoeffizienten selbst, die nicht direkt quantitativ interpretierbar sind (CAMERON und TRIVEDI, 2009: 462). Für kontinuierliche Variablen werden in Anhang 2 deshalb Elastizitäten für die Marktpartizipationswahrscheinlichkeit angegeben, die sich nach der Formel  $(\partial P(y > 0) / \partial x) \times (\bar{x} / \bar{P})$  aus den Regressionskoeffizienten und den entsprechenden Mittelwerten der Variablen berechnen.  $P$  steht dabei für die Wahrscheinlichkeit der Marktpartizipation,  $x$

für die unabhängige und  $y$  für die abhängige Variable. Für diskrete Variablen ist die marginale Änderung der Marktpartizipationswahrscheinlichkeit, d.h.  $\partial P(y > 0)$ , ausgewiesen.

Die Wahrscheinlichkeit, Biogemüse zu kaufen, steigt mit höherem Einkommen. Der positive Effekt des Einkommens auf die Marktpartizipationswahrscheinlichkeit ist bei BF-Gemüse stärker als bei BTK-Gemüse. Ein monatliches Einkommen von mindestens 2 250 Euro erhöht die Marktpartizipationswahrscheinlichkeit bei BF-(BTK-)Gemüse um 0,130 (0,062) bzw. 13,0 % (6,2 %) gegenüber Haushalten mit einem Nettoäquivalenzeinkommen von unter 750 Euro. Erwartungsgemäß steigt die Partizipationswahrscheinlichkeit am Biogemüsemarkt auch mit einem höheren Bildungsniveau. Wiederum ist der Einfluss bei BF-Gemüse stärker als bei BTK-Gemüse. Hat die haushaltsführende Person einen Hochschulabschluss, ist die Wahrscheinlichkeit des Kaufs von BF-(BTK-)Gemüse *ceteris paribus* um 9,7 % (4,5 %) höher als bei einem Hauptschulabschluss.

Die Wahrscheinlichkeit, BF-(BTK-)Gemüse zu kaufen, ist in Großstädten um 2,6 % (3,9 %) höher als in ländlichen Regionen und Kleinstädten. In Haushalten, in denen Frauen für den Einkauf zuständig sind, ist die Marktpartizipationswahrscheinlichkeit bei BF-um 6,1 %, bei BTK-Gemüse um 3,1 % höher als in Haushalten, in denen vorrangig Männer Lebensmittel kaufen. Im Vergleich zu Mehrpersonenhaushalten ist die Kaufwahrscheinlichkeit für BF-(BTK-)Gemüse in Singlehaushalten um 8,5 % (4,7 %) niedriger. Interessant ist der Einfluss von Kindern auf den Kauf von Biogemüse. Dabei sollte zwischen der Anzahl der Kinder und dem Alter der Kinder unterschieden werden. Während in sehr großen Haushalten mit drei und mehr Kindern die Kaufwahrscheinlichkeit von BF-(BTK-)Gemüse um 7,5 % (3,1 %) niedriger ist als in kinderlosen Haushalten, hat das Vorhandensein von kleinen Kindern im Alter unter sieben Jahren einen positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, Biogemüse zu kaufen. In Haushalten in den neuen Bundesländern ist die Kaufwahrscheinlichkeit von Biogemüse niedriger als in Haushalten in der Mitte und im Westen Deutschlands.

Neben den soziodemografischen Merkmalen zeigt das Gewohnheitsverhalten einen entscheidenden und stets höchst signifikanten Einfluss auf die Kaufwahrscheinlichkeit von Biogemüse: Steigt die im Vorjahr gekaufte Menge von BF-(BTK-)Gemüse um 1 kg, steigt die Wahrscheinlichkeit, dass der Haushalt auch im Beobachtungsjahr BF-(BTK-)Gemüse kauft, um 10,6 % (7,8 %).

<sup>10</sup> Eine vollständige Ergebnisdarstellung aller Modelle ist auf Anfrage bei der Autorin erhältlich.

### 6.2 Ergebnisse aus Modell 3 mit Berücksichtigung von Preis- und Ausgabenendogenität

In Modell 3 wurden Preis-, Ausgaben- und Budgetanteilsleichungen simultan geschätzt. Im Folgenden werden die Schätzergebnisse dieser Gleichungsgruppen einzeln vorgestellt und kurz diskutiert.

Tabelle 3 stellt die Ergebnisse der vier **Preisgleichungen** vor. Die R<sup>2</sup>-Werte zeigen, dass die einbezogenen unabhängigen Variablen die Preisvariationen von KF-Gemüse (KTK-, BF-, BTK-Gemüse) zu 53 % (49 %, 82 %, 48 %) erklären können. Der Erklärungsgehalt der Preisgleichungen ist deutlich höher als bei COX und WOHLGENANT (1986), die ebenfalls regionale und saisonale Unterschiede, Haushaltsmerkmale und Einkaufsstätte als Einflussgrößen auf die Durchschnittspreise für Gemüse betrachten. Aus den niedrigen R<sup>2</sup>-Werten ihrer Preisgleichungen, die zwischen 0,02 und 0,05 liegen, schlussfolgern die Autoren, dass qualitative Unterschiede und angebotsseitige Einflüsse, die in ihrem Modell nicht abgebildet werden, für einen Großteil der Preisvariation verantwortlich sind.

Der deutlich höhere Erklärungsgehalt der hier geschätzten reduzierten Preisgleichungen, die durch die *Gemüseklassen (S)* sowohl Qualitätsaspekte der gekauften Produkte als auch saisonale Unterschiede berücksichtigen, bestätigt diese Vermutung. Die

Gemüseklassen haben einen signifikanten Einfluss auf die gezahlten Preise. Bei den meisten Gemüsegruppen steigt der Durchschnittspreis mit wachsenden Anteilen von Frühlings- und Sommergemüse an den gesamten Gemüseausgaben und sinkt mit wachsendem Anteil von Lager- bzw. Wintergemüse.

Die *Haushaltsmerkmale (Z)* als Proxy-Variablen für Haushaltspräferenzen in Bezug auf unbeobachtete Qualitätsmerkmale der untersuchten Gemüsegruppen weisen meist hoch signifikante Regressionskoeffizienten auf. 17 von 24 Koeffizienten sind mindestens auf dem 95 %-Niveau signifikant. Jedoch zeigt keine der einbezogenen Variablen einen auf alle Preise der Gemüsegruppen gleichgerichteten Einfluss. Interessanterweise zahlen sowohl einkommensstärkere Haushalte als auch Haushalte mit kleinen Kindern ceteris paribus geringere Preise für Biogemüse. Eventuell sind in diesen Haushalten die Preiskenntnis und das Bewusstsein für eine saisonale (und damit preisgünstigere) Gemüseauswahl höher.

Die Regressionskoeffizienten der *Geschäftstypen (G)* geben Hinweise auf unterschiedliche Preisstrategien der Einkaufsstätten. Für KF-Gemüse zeigen sich keine signifikanten Preisunterschiede zwischen verschiedenen Einkaufsstätten. Bei den anderen Gemüsegruppen werden in Supermärkten überdurchschnittlich hohe Preise realisiert. Je höher der Ausgabenanteil der

Tabelle 3. Ergebnisse der Preisgleichungen im Modell 3

Preise [ln(p)]	konventionelles Gemüse		Biogemüse	
	frisch	tiefgekühlt	frisch	tiefgekühlt
<b>Konstante</b>	0,683 ***	0,003	0,089 ***	-0,007 ***
<b>Region (R)</b>	Osten (DV)	0,426 ***	0,001	0,043 ***
	Süden (DV)	-0,056 ***	-1,484 ***	0,012 (*)
	Norden (DV)	-0,005	-0,462 ***	0,012
<b>Haushaltsmerkmale (Z)</b>	Einkommen <sup>1)</sup> (ln)	-0,029 ***	0,137 ***	-0,009 *
	weibl. Haushaltsführung (DV)	-0,039 ***	-1,220 ***	0,009 *
	Großstadt (DV)	0,008	-0,055 ***	0,001
	Kinder <7 Jahre (DV)	0,032 ***	-0,014	-0,005 **
	Haushaltsgröße	0,021 ***	0,103 ***	-0,015 ***
<b>Geschäftstypen (G)</b> (Ausgabenanteile)	ausländische Nationalität (DV)	0,006	0,034 **	-0,009
	SB-Warenhaus & Verbrauchermarkt	-0,007	0,025 ***	-0,011 ***
	Discounter	0,009	-0,009	-0,007 **
	Supermarkt	-0,004	0,011 ***	0,122 ***
<b>Gemüseklassen (S)</b> (Ausgabenanteile)	Naturkosthandel	---	---	-0,020 ***
	Wintergemüse	-1,407 ***	0,020 ***	-0,010 ***
	Sommergemüse	1,333 ***	0,149 ***	-0,005
	Frühlingsgemüse	0,025	1,642 ***	0,979 ***
<b>R<sup>2</sup></b>	<b>0,529</b>	<b>0,494</b>	<b>0,818</b>	<b>0,477</b>

Referenzkategorie: kinderlose Haushalte deutscher Nationalität mit männlicher Haushaltsführung, außerhalb von Großstädten in der Mitte/ im Westen Deutschlands; <sup>1)</sup> reales Nettoäquivalenzeinkommen; DV – Dummyvariable; ln – logarithmiert

\*\*\*, \*\*, \*, (\*) sind auf dem 99,9%-, 99%-, 95%-, 90%-Niveau signifikant von Null verschieden.

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage der GfK Verbraucherpanels 2004-2008

**Tabelle 4. Ergebnisse der Ausgabengleichung im Modell 3**

Gesamtausgaben für Gemüse [ ln(M) ]			
<b>Konstante</b>		-0,001	
<b>Trend</b>		0,017	***
<b>Haushaltsmerkmale (Z)</b>	Einkommen (ln)	0,119	***
	weibliche Haushaltsführung (DV)	0,118	***
	Großstadt (DV)	-0,030	(*)
	Kinder <7 Jahre (DV)	-0,080	***
	Haushaltsgröße	0,248	***
<b>Region (R)</b>	ausländische Nationalität (DV)	0,077	***
	Osten (DV)	0,043	**
	Süden (DV)	0,038	*
	Norden (DV)	---	
<b>Lebensmittelausgaben</b>	Lebensmittelausgaben (ohne Gemüse) (ln)	1,029	***
<b>Gewohnheitsverhalten</b>	Gemüseausgaben im Vorjahr (ln)	3,797	***
<b>R<sup>2</sup></b>		<b>0,390</b>	

DV – Dummyvariable; ln – logarithmiert

\*\*\*, \*\*, \*, (\*) sind auf dem 99,9%-, 99%-, 95%-, 90%-Niveau signifikant von Null verschieden.

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage der GfK Verbraucherpanels 2004-2008

Haushalte in Discountern ist, desto geringer ist erwartungsgemäß der durchschnittlich gezahlte Preis. Dies gilt insbesondere für Biogemüse. Haushalte, die einen großen Anteil ihres Biogemüses im NKH erwerben, zahlen im Durchschnitt niedrigere Preise als Haushalte, die Biogemüse vornehmlich in sonstigen Geschäftstypen einkaufen.

Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse der **Ausgabengleichung**. Insgesamt ist ein positiver *Trend* bei den Gemüseausgaben zu verzeichnen. Das heißt, die Haushaltsausgaben für Gemüse sind ceteris paribus um 1,7 % pro Jahr gestiegen. Bezüglich der *Haushaltsmerkmale* weisen das Einkommen, die Haushaltsgröße, eine weibliche Haushaltsführung und Haushalte ausländischer Herkunft einen signifikant positiven, in Großstädten lebende Haushalte und Haushalte mit kleinen Kindern einen signifikant negativen Einfluss auf die Gemüseausgaben auf. Die Einkommenselastizität ist positiv und – wie für die Lebensmittelnachfrage in Deutschland typisch – relativ klein: Steigt das Einkommen um 1 %, steigen die Gemüseausgaben um 0,12 %. Das zusätzliche Einkommen wird also nur zu einem geringen Anteil in Gemüse investiert. Ein etwas anderes Bild zeigt sich, wenn nicht das gesamte Einkommen, sondern nur die Lebensmittelausgaben des Haushalts als Bezugsgröße betrachtet werden.<sup>11</sup> Steigen die Lebensmittelausga-

ben des Haushaltes (ohne Ausgaben für Gemüse) um 1 %, steigen die Gemüseausgaben leicht überproportional um 1,03 %. Der Gemüseverzehr bzw. die Gemüseausgaben sind durch *Gewohnheitsverhalten* geprägt: Die Gemüseausgaben des Haushalts im Vorjahr haben einen positiven Einfluss auf die Gemüseausgaben des Haushalts im Beobachtungsjahr.

Die Ergebnisse der **Budgetanteilsleichungen** sind in Tabelle 5 aufgeführt. Bemerkenswert ist, dass der Regressionskoeffizient  $\beta$  der Variablen  $\ln(M/P)$  für Biogemüse positiv, für KF-Gemüse dagegen negativ ist. Das heißt, mit steigenden Gemüseausgaben wächst

der Bioanteil an den Ausgaben.

Der Einfluss von Preisen und Ausgaben lässt sich am besten anhand der berechneten Elastizitäten diskutieren. Tabelle 6 zeigt unkompenzierte und um den Einkommenseffekt kompenzierte Preiselastizitäten sowie Ausgabenelastizitäten, wobei die Eigenpreiselastizitäten fett gedruckt sind. Alle unkompenzierten Eigenpreiselastizitäten weisen erwartungsgemäß ein negatives Vorzeichen auf und sind höchst signifikant von Null verschieden. Die Preiselastizitäten der Nachfrage nach konventionellem Gemüse weisen Werte im Betrag sehr nahe an Eins auf, liegen aber noch im unelastischen Bereich. Die Nachfrage nach BF-Gemüse ist leicht elastisch, die Nachfrage nach BTK-Gemüse mit einem Wert von -2,0 deutlich elastisch. Dieser Wert ist den von GLASER und THOMPSON (1999) berechneten Preiselastizitäten der Nachfrage nach BTK-Gemüse in den USA, die zwischen -1,6 und -2,3 lagen, erstaunlich ähnlich. Es wird deutlich, dass es sich bei BTK-Gemüse nach wie vor um einen Nischenmarkt handelt, in dem Verbraucher sehr preissensibel reagieren. Die Preissensibilität der Verbraucher in Bezug auf BF-Gemüse, das bereits in fast allen Einkaufsstätten erhältlich ist, ist dagegen nur geringfügig höher als bei den konventionellen Gemüsegruppen. GLASER und THOMPSON (1999) beobachteten auf dem amerikanischen Markt für Biogemüse

<sup>11</sup> Es wurde sowohl das Nettoäquivalenzeinkommen als auch die gesamten Lebensmittelausgaben des Haushaltes (ohne die Gemüseausgaben) als Regressoren in die Schätzgleichung aufgenommen. In Deutschland wird nur ein relativ kleiner Anteil des Einkommens bzw. der

Konsumausgaben für Lebensmittel aufgewendet. Auch im zugrunde liegenden Datensatz weisen Einkommen und Lebensmittelausgaben des Haushalts nur eine geringe und nicht signifikante Korrelation auf (Pearsonscher Korrelationskoeffizient von 0,02).

Tabelle 5. Ergebnisse der Budgetanteilsleichungen im Modell 3

Ausgabenanteile [ w ]		konventionelles Gemüse		Biogemüse	
		frisch	tiefgekühlt	frisch	tiefgekühlt
<b>Konstante</b>		0.296 ***	0.036 **	-0.092 ***	0.760 ***
<b>ln (M/P)</b>		-0.006 ***	0.002	0.003 **	0.001 (*)
<b>Preise</b> [ln (p) ]	konv. Frischgemüse	0.005 **	-0.015 ***	-0.001	0.011 ***
	konv. TK-Gemüse	-0.015 ***	0.013 ***	0.005 ***	-0.003 ***
	Biofrischgemüse	-0.001	0.005 ***	-0.005 ***	0.0003
	Bio-TK-Gemüse	0.011 ***	-0.003 ***	0.000	-0.008 ***
<b>Trend</b>		-0.000	0.001 (*)	-0.001 (*)	0.000
<b>Haushaltsmerkmale</b>	Einkommen (ln)	-0.005 ***	-0.004 **	0.013 ***	-0.004 ***
	weibl. Haushaltsführung (DV)	-0.009 ***	0.003	0.008 ***	-0.002 ***
	Großstadt (DV)	0.006 **	-0.009 ***	0.001	0.002 *
	Kinder <7 Jahre (DV)	-0.002	0.001	0.001	-0.001
	Haushaltsgröße	-0.004 ***	0.002	0.004 ***	-0.001 **
	ausländische Nationalität (DV)	-0.001	0.001	-0.001 **	0.001 *
<b>Gewohnheitsverh.</b>	Ausgabenanteil im Vorjahr (ln)	0.719 ***	0.855 ***	0.875 ***	---
<b>R<sup>2</sup></b>		<b>0.575</b>	<b>0.558</b>	<b>0.641</b>	---

DV – Dummyvariable; ln – logarithmiert

\*\*\*, \*\*, \*, (\*) sind auf dem 99,9%-, 99%-, 95%-, 90%-Niveau signifikant von Null verschieden.

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage der GfK Verbraucherpanels 2004-2008

Tabelle 6. Preiselastizitäten der Nachfrage nach Gemüse im Modell 3

... bei einer einprozentigen Preisänderung von...	Prozentuale Änderung der Nachfragemenge nach...				Ausgabenelastizität
	konventionelles Gemüse		Biogemüse		
	frisch	tiefgekühlt	frisch	tiefgekühlt	
<b>unkompensierte Marshallische Preiselastizitäten</b>					
konv. Frischgemüse	<b>-0,988</b> ***	-0,124 ***	-0,067 *	1,217 ***	0,993 ***
konv. TK-Gemüse	-0,017 ***	<b>-0,908</b> ***	0,097 ***	-0,341 ***	1,015 ***
Biofrischgemüse	0,000	0,037 ***	<b>-1,102</b> ***	0,032	1,067 ***
Bio-TK-Gemüse	0,013 ***	-0,020 ***	0,005	<b>-2,006</b> ***	1,098 ***
<b>kompensierte Hickssche Preiselastizitäten</b>					
konv. Frischgemüse	<b>-0,143</b> ***	0,740 ***	0,841 ***	2,152 ***	---
konv. TK-Gemüse	0,092 ***	<b>-0,797</b> ***	0,214 ***	-0,221 ***	---
Biofrischgemüse	0,034 ***	0,072 ***	<b>-1,066</b> ***	0,069 (*)	---
Bio-TK-Gemüse	0,017 ***	-0,015 ***	0,010 (*)	<b>-2,001</b> ***	---

\*\*\*, \*\*, \*, (\*) sind auf dem 99,9%-, 99%-, 95%-, 90%-Niveau signifikant von Null verschieden.

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage der GfK Verbraucherpanels 2004-2008

eine im Zeitablauf, d.h. mit zunehmender Marktreife und Produktverfügbarkeit, abnehmende Preissensitivität der Verbraucher. Diese Entwicklung ist auch für den deutschen Markt zu erwarten. Es erscheint wahrscheinlich, dass sich die Werte von Bio- und konventionellem Gemüse bei einem weiteren Wachstum des Biomarktes noch stärker annähern werden bzw. dass die starke Preissensibilität der Verbraucher in Bezug auf BTK-Gemüse bei einer zunehmenden Erhältlichkeit sinken wird. Im Untersuchungszeitraum zeichnet sich der Biogemüsemarkt und hier vor allem der BTK-Gemüsemarkt jedoch noch durch eine im Vergleich zu konventionellem Gemüse höhere Eigenpreiselastizität aus. Hypothese 1, die aufgrund von Ergeb-

nissen für den amerikanischen Markt eine im Betrag höhere Eigenpreiselastizität für Biogemüse postuliert, wird folglich auch für den deutschen Markt bestätigt.

Alle um den Einkommenseffekt kompensierten Hicksschen Eigenpreiselastizitäten sind statistisch höchst signifikant und negativ, was in Übereinstimmung mit der Negativitätsbedingung steht.<sup>12</sup> Beim Vergleich der um den Einkommenseffekt kompensierten

<sup>12</sup> Die Einhaltung der Homogenitätsbedingung zeigt sich in Tabelle 6 darin, dass die Summe der kompensierten Preiselastizitäten einer Gemüsegruppe über die Preisänderungen aller Gemüsegruppen hinweg (Spaltensumme) Null ergibt.

**Tabelle 7. Vergleich der Preis- und Ausgabenelastizitäten der Nachfrage nach Gemüse in den drei Nachfragemodellen**

Nachfragesystem	Modell 1	Modell 2	Modell 3	
	LA/AIDS			
kurze Modellbeschreibung	zweistufiges LA/AIDS mit Berücksichtigung von a) Haushaltscharakteristika b) Gewohnheitsverhalten c) Nullbeobachtungen	Korrektur der Preisdaten im Vorfeld der LA/AIDS-Schätzung	simultane Schätzung von Budgetanteils-, Preis- und Ausgabengleichungen	
Berücksichtigung von Qualitätsaspekten	nein	ja		
verwendete Preise im Nachfragesystem	Durchschnittspreise (Unit Values)	korrigierte Preise (Quality Adjusted Prices)	Durchschnittspreise (Unit Values)	
Simultane Schätzung der	Budgetanteilsgleichungen		Budgetanteils-, Preis- und Ausgabengleichungen	
MARSHALLsche Preiselastizitäten	KF KTK BF BTK	-0,979 *** -0,711 *** -1,066 *** -1,099 ***	-0,971 *** -0,663 *** -1,187 *** -1,146 ***	-0,988 *** -0,908 *** -1,102 *** -2,006 ***
Ausgabenelastizitäten	KF KTK BF BTK	0,998 *** 0,984 *** 1,032 *** 1,023 ***	0,998 *** 0,977 *** 1,093 *** 1,046 ***	0,993 *** 1,015 *** 1,067 *** 1,098 ***

\*\*\*, \*\*, \*, (\*) sind auf dem 99,9%-, 99%-, 95%-, 90%-Niveau signifikant von Null verschieden.  
Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage der GfK Verbraucherpanels 2004-2008

Hicksschen mit den unkompensierten Marshallischen Preiselastizitäten fällt auf, dass der Einkommenseffekt bei KF-Gemüse deutlich ausgeprägter ist als bei den anderen Gemüsegruppen, bei denen die Marshallischen Preiselastizitäten annähernd den Hicksschen entsprechen.<sup>13</sup> Die kompensierten Kreuzpreiselastizitäten sind überwiegend positiv, d.h. die Gemüsegruppen sind größtenteils gegeneinander substituierbar. Komplementäre Beziehungen finden sich lediglich zwischen den beiden TK-Gemüsegruppen. Insgesamt ist die Stärke der Wechselwirkungen relativ gering. Die Kreuzpreiselastizitäten sind absolut betrachtet deutlich kleiner als die Eigenpreiselastizitäten. Es kann eine Asymmetrie in den Kreuzpreisbeziehungen festgestellt werden. Die Stärke der Nachfrageanpassungen bei Biogemüse infolge von Preisänderungen bei konventionellem Gemüse ist stärker als die Nachfrageanpassungen bei konventionellem Gemüse infolge von Preisänderungen bei Biogemüse. Hypothese 2 kann somit ebenfalls beibehalten werden.

<sup>13</sup> Dieses Ergebnis ist insofern plausibel als in die Berechnungsformel ( $\epsilon_{ij}^* = \epsilon_{ij} - w_i \eta_j$ ) der Hicksschen Preiselastizität der Ausgabenanteil  $w_i$  einfließt. Da dieser mit durchschnittlich 0,85 bei konventionellem Frischgemüse deutlich größer ist als bei den anderen Gemüsegruppen, fällt der Unterschied zwischen unkompensierter ( $\epsilon_{ij}$ ) und kompensierter ( $\epsilon_{ij}^*$ ) Preiselastizität hier besonders groß aus.

Die Ausgabenelastizitäten zeigen, dass bei steigenden Gemüseausgaben des Haushalts die Nachfrage nach den beiden Biogemüsegruppen leicht überproportional, die nach KF-Gemüse unterproportional ansteigt. Hypothese 3, die eine höhere Ausgabenelastizität für Biogemüse im Vergleich zu konventionellem Gemüse postuliert, wird folglich auch bestätigt.

### 6.3 Vergleich der Eigenpreis- und Ausgabenelastizitäten zwischen den Modellen

Im Folgenden werden die berechneten Eigenpreis- und Ausgabenelastizitäten der drei Modelle in ihrer Höhe und Schätzgenauigkeit tabellarisch, grafisch (auf Basis der Konfidenzintervalle) und anhand des prozentualen Unterschieds zwischen den Schätzwerten verglichen. Die Modelle unterscheiden sich in ihrer Komplexität und damit auch in dem für die Schätzungen benötigten Zeitaufwand und der benötigten Rechnerkapazität. Insofern stellt sich die Frage, ob die Korrektur der Durchschnittspreise (Modell 2) oder die Beachtung von Endogenitätsaspekten (Modell 3) zu signifikant unterschiedlichen Schätzergebnissen führt oder ob ein weniger komplexes, traditionelles Nachfragesystem ausreicht.

Tabelle 7 gibt einen kurzen Überblick über die unterschiedliche methodische Herangehensweise so

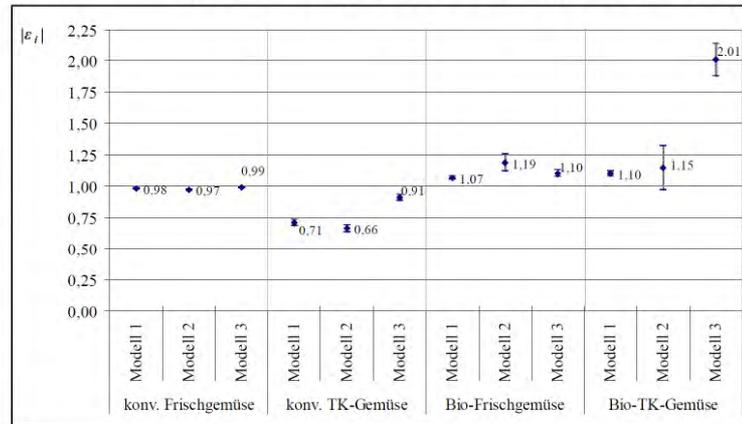
wie die Elastizitäten in den drei Modellen. Die berechneten Eigenpreis- und Ausgabenelastizitäten sind stets höchst signifikant. Alle Modelle ermitteln eine für konventionelles Gemüse unelastische und für Biogemüse (leicht) elastische Nachfrage. Die Ergebnisse für KF- und BF-Gemüse sind in den drei Modellen mit Werten zwischen -0,97 und -0,99 für KF- und Werten zwischen -1,07 und -1,19 für BF-Gemüse sehr ähnlich. Mit Ausnahme von BF-Gemüse weist Modell 3 stets die elastischsten Werte aus. Hier wird die Beobachtung von DHAR, CHAVAS und GOULD (2003: 613) bestätigt, dass die Berücksichtigung von Endogenitätsaspekten zu im Betrag höheren Eigenpreiselastizitäten führt. Dass Modell 3 höhere Preissensibilitäten ausweist, zeigt sich vor allem bei den beiden TK-Gemüsegruppen.

In Bezug auf die Ausgabenelastizitäten erscheinen die Modellergebnisse dagegen sehr homogen. Die Ausgabenelastizität bei KF-Gemüse ist stets am niedrigsten und kleiner Eins, die Ausgabenelastizitäten der Biogemüsegruppen weisen durchgehend Werte größer Eins auf.

Abbildung 3 vergleicht die in den drei Modellen geschätzten Eigenpreiselastizitäten grafisch. Neben den Punktschätzungen sind jeweils auch die 95 %-Konfidenzintervalle dargestellt. Die Schätzgenauigkeit ist bei KF-Gemüse stets am höchsten. Dies ist vermutlich auf die im Vergleich zu den anderen Gemüsegruppen geringere Anzahl an Nullbeobachtungen zurückzuführen. Bei BTK-Gemüse, das den höchsten Anteil an Nullbeobachtungen aufweist, sind die Konfidenzintervalle am weitesten. Im Modellvergleich ist die Präzision der Schätzungen in Modell 1 am höchsten, in Modell 2 am geringsten.

Die Konfidenzintervalle geben auch Hinweise darauf, ob sich die Punktschätzungen statistisch signifikant voneinander unterscheiden. Überschneiden sich Konfidenzintervalle nicht, so sind die Schätzwerte signifikant unterschiedlich.<sup>14</sup> Demzufolge unterscheiden

**Abbildung 3. Unkompensierte Eigenpreiselastizitäten der Nachfrage nach Gemüse sowie die zugehörigen 95 %-Konfidenzintervalle im Vergleich zwischen den drei Schätzmodellen**



Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage der GfK Verbraucherpanels 2004-2008

sich die geschätzten Eigenpreiselastizitäten von KF-, KTK- und auch BTK-Gemüse in Modell 3 signifikant von denen in den Modellen 1 und 2. Die Schätzergebnisse aus Modell 2 weichen nur bei BF-Gemüse signifikant von denen aus Modell 1 ab. Wie bei COX und WOHLGENANT (1986) zeigt sich folglich auch hier, dass sich die Ergebnisse durch die Korrektur der Preisdaten im Vorfeld der Schätzung kaum verändern. Dies deutet darauf hin, dass die vier untersuchten Gemüsegruppen in sich doch relativ homogen sind.

Zum Vergleich von Elastizitätsschätzungen in Modellen mit verschiedenen Annahmen bezüglich der Preis- und Ausgabenendogenität findet auch häufig das Maß der absoluten prozentualen Differenz (absolute percentage difference, APD) Anwendung (vgl. LAFRANCE, 1993; DHAR, CHAVAS und GOULD, 2003). Es vergleicht die geschätzten Elastizitäten paarweise und berechnet die APD nach  $APD = (100|\varepsilon_1 - \varepsilon_2|) / (0,5|\varepsilon_1 + \varepsilon_2|)$ . Die durchschnittliche APD von Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten in Modell 3 im Vergleich zu Modell 1 (im Vergleich zu Modell 2) liegt bei 242 % (78 %), was auf signifikante Unterschiede in Folge von Endogenität der Variablen hindeutet. Der Wert liegt ähnlich hoch wie bei DHAR, CHAVAS und GOULD (2003: 613), die eine Änderung

obwohl die Nullhypothese „keine signifikanten Unterschiede“ zutrifft) ist kleiner als das Signifikanzniveau. Somit kann von mindestens auf dem 95 %-Niveau signifikant unterschiedlichen Verteilungen ausgegangen werden, wenn sich die Konfidenzintervalle nicht überschneiden.

<sup>14</sup> Der Test auf Unterschiede in den Verteilungen anhand von Überschneidungen der Konfidenzintervalle ist nach POE et al. (1994) zu konservativ, d.h. die Wahrscheinlichkeit eines Fehlers 1. Art (Annahme der Alternativhypothese „Elastizitäten unterscheiden sich signifikant“

der Elastizitäten um 218 % durch die Berücksichtigung von Endogenität registrierten. Auch anhand des APD-Kriteriums zeigen sich folglich deutliche Unterschiede von Modell 3 im Vergleich den anderen beiden Modellen.

## 7 Fazit

Der Beitrag liefert einen Überblick über das Nachfrageverhalten der Verbraucher am deutschen Markt für konventionelles und ökologisches Frisch- und TK-Gemüse. Die Analyse basiert auf Daten zweier Haushaltspanels der *GfK*. Die deskriptive Auswertung der Daten gibt erste Hinweise auf Nachfragestruktur und -entwicklung. Im Anschluss werden drei aufeinander aufbauende Nachfragesysteme geschätzt: (1) Ein klassisches LA/AIDS nach DEATON und MUELLBAUER (1980), (2) ein LA/AIDS mit im Vorfeld korrigierten Preisdaten, das die qualitative Heterogenität der Produkte berücksichtigt, und (3) ein LA/AIDS, das durch die simultane Schätzung von Preis-, Ausgaben- und Budgetanteilsleichungen der potentiellen Endogenität von Preisen und Ausgaben Rechnung trägt.

Ziel der Analyse ist zum einen der methodische Vergleich zwischen den Schätzmodellen und zum anderen die Berechnung von Nachfrageelastizitäten, die den deutschen Gemüsekäufer charakterisieren. Speziell für die Warengruppe Gemüse, die eine hohe Bedeutung im deutschen Markt für Biolebensmittel hat, mangelt es bislang an empirischer Evidenz. Neu an der vorliegenden Arbeit ist, dass erstmals (a) durch Kombination zweier Haushaltspanels die gemeinsame Analyse von frischem und tiefgekühltem Gemüse ermöglicht wird, (b) die Nachfrageanalyse nach Biolebensmitteln durch simultane Schätzung von Preis-, Ausgaben- und Budgetanteilsleichungen Aspekte der Preis- und Ausgabenendogenität explizit berücksichtigt und (c) gleichzeitig regionale, saisonale und qualitative Ursachen von Preisvariationen in das Nachfragemodell integriert werden.

Ergebnisse aus der Literatur bezüglich der Preiselastizität in Bezug auf Biolebensmittel können durch die vorliegende Arbeit präzisiert und aktualisiert werden. Es zeigt sich, dass Verbraucher auf Preisänderungen von BF- und BTK-Gemüse leicht elastisch reagieren. Die Preissensibilität der Verbraucher ist folglich bei Biogemüse etwas höher als bei konventionellem Gemüse. Es ist zu erwarten, dass sich die Werte der Preiselastizität der Nachfrage nach konventionellem und Biogemüse mit zunehmender Erhältlichkeit von Biogemüse im LEH und zunehmender

Marktreife des Biogemüsemarktes weiter annähern werden. Bestätigt werden die Ergebnisse früherer Studien zum Biomarkt auch darin, dass die Ausgabenelastizität für Biolebensmittel (in diesem Fall für Biogemüse) größer ist als für die konventionellen Pendanten und die Kreuzpreisbeziehungen asymmetrisch sind. Die Nachfrage nach Biogemüse reagiert stärker auf Preisveränderungen von konventionellem Gemüse als vice versa.

Die in den verschiedenen Modellen geschätzten Nachfrageelastizitäten werden tabellarisch, grafisch (auf Basis der Konfidenzintervalle) und anhand der prozentualen Differenz der Schätzwerte verglichen. Wie auch bei COX und WOHLGENANT (1986) zeigt sich, dass die Korrektur der Durchschnittspreise (Modell 2) bei disaggregierten Produkten wie den untersuchten Gemüsegruppen nur marginale Änderungen der geschätzten Nachfrageelastizitäten bedingen. Die Berücksichtigung von Endogenitätsaspekten (Modell 3) führt dagegen zu deutlich anderen Werten der Preiselastizitäten. Auch DHAR, CHAVAS und GOULD (2003) haben aufgezeigt, dass die Vernachlässigung von potentieller Preis- und Ausgabenendogenität zur Unterschätzung der Preissensibilität der Verbraucher führt. In der vorliegenden Analyse zeigt sich, dass dies insbesondere für Produktgruppen mit einem geringen Budgetanteil wie TK- und Biogemüse gilt.

Aus der Analyse ergeben sich einige Implikationen für zukünftige Nachfrageanalysen von Biolebensmitteln. Inwiefern eine Korrektur der Preisdaten um Qualitätseffekte notwendig ist, hängt vom Aggregationsgrad und der Heterogenität der untersuchten Warengruppe ab. Da der Ausgabenanteil von Biolebensmitteln in den meisten Warengruppen noch relativ gering ist, erscheint es dagegen in jedem Fall sinnvoll, Modelle zu spezifizieren, die Preis- und Ausgabenendogenität explizit berücksichtigen.

## Literatur

- ALVIOLA, P.A. und O. CAPPS, JR. (2010): Household Demand Analysis of Organic and Conventional Fluid Milk in the United States Based on the 2004 Nielsen Homescan Panel. In: *Agribusiness* 26 (3): 369-388.
- ANDERS, S. und A. MÖSER (2010): Consumer Choice and Health: The Importance of Health Attributes for Retail Meat Demand in Canada. In: *Canadian Journal of Agricultural Economics* 58 (2): 249-271.
- BLANCIFORTI, L., R. GREEN und G. KING (1986): *United States Consumer Behavior over the Postwar Period: An Almost Ideal Demand System Analysis*. Monographie der Giannini Stiftung Nr. 40, August 1986. Universität Kalifornien, Davis.

- BLUNDELL, R. und J.M. ROBIN (2000): Latent Separability: Grouping Goods without Weak Separability. In: *Econometrica* 68 (1): 53-84.
- BÖLW (Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft e.V.) (2012): Zahlen, Daten, Fakten: Die Bio-Branche 2012. Berlin.
- BUDER, F. (2011): Das Kaufverhalten bei Öko-Lebensmitteln. Kausalanalytische Untersuchung der Determinanten der Nachfrage nach ökologisch erzeugten Lebensmitteln. Schriftenreihe Studien zum Konsumentenverhalten, Bd. 37. Verlag Dr. Kovač, Hamburg.
- BUNTE, F., M. VAN GALEN, E. KUIPER und J. BAKKER (2007): Limits to Growth in Organic Sales; Price Elasticity of Demand for Organic Food in Dutch Supermarkets. Report 7.06.20. LEI, Den Haag.
- CAMERON, A.D. und P.K. TRIVEDI (2009): *Microeconometrics Using Stata*. Stata Press, College Station, TX, USA.
- CHOI, H.-J. und M. WOHLGENANT (2010): The Welfare Effect of Organic Milk. Beitrag auf der Jahrestagung der AAEA, 25.-27. Juli 2010, Denver, CO, USA.
- COX, T.L. und M. WOHLGENANT (1986): Price and quality effects in cross-sectional demand analysis. In: *American Journal of Agricultural Economics* 68 (4): 908-919.
- DEATON, A. (1988): Quality, Quantity, and Spatial Variation of Price. In: *The American Economic Review* 78 (3): 418-430.
- DEATON, A. und J. MUELLBAUER (1980): An Almost Ideal Demand System. In: *The American Economic Review* 70 (3): 312-326.
- DHAR, T., J.P. CHAVAS und B.W. GOULD (2003): An Empirical Assessment of Endogeneity Issues in Demand Analysis for Differentiated Products. In: *American Journal of Agricultural Economics* 85 (3): 605-617.
- DHAR, T. und J.D. FOLTZ (2005): Milk by Any Other Name... Consumer Benefits from Labeled Milk. In: *American Journal of Agricultural Economics* 87 (1): 214-228.
- GfK (Gesellschaft für Konsumforschung) (2008): Bioprodukte erobern deutsche Haushalte. Ergebnisse der GfK-Studie zum Konsum von biologisch produzierten Lebensmitteln. Feb. 2008, Nürnberg.
- GLASER, K. und G.D. THOMPSON (1999): Demand for Organic and Conventional Frozen Vegetables. Beitrag auf der Jahrestagung der AAEA, 8.-11. August 1999, Nashville, TN, USA.
- GLASER, K. und G.D. THOMPSON (2000): Demand for Organic and Conventional Beverage Milk. Beitrag auf der Jahrestagung der WAEA, 29. Juni-1. Juli 2000, Vancouver, British Columbia, Kanada.
- GREEN, R. und J. ALSTON (1990): Elasticities in AIDS models. In: *American Journal of Agricultural Economics* 72 (2): 442-445.
- GRINGS, M. (1993): Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Ost- und Westdeutschland. Vergleichende Analyse auf Grundlage eines ökonomischen Modells. Habilitationsschrift am Fachbereich Agrarwissenschaften der Georg-August-Universität Göttingen. Mai 1993, Göttingen.
- HADEN, K. (1990): The Demand for Cigarettes in Japan. In: *American Journal of Agricultural Economics* 72 (2): 446-450.
- HSIEH, M.-F., P.D. MITCHELL und K.W. STIEGERT (2009): Potato Demand in an Increasingly Organic Marketplace. In: *Agribusiness* 25 (3): 369-394.
- HUANG, K.S. und B.-H. LIN (2000): Estimation of Food Demand and Nutrient Elasticities from Household Survey Data. Technical Bulletin Nr. 1887. United States Department of Agriculture, Economic Research Service, Washington, DC.
- JONAS, A. und J. ROOSEN (2008): Demand for Milk Labels in Germany: Organic Milk, Conventional Brands and Retail Labels. In: *Agribusiness* 24 (2): 192-206.
- LAFRANCE, J.T. (1993): Weak Separability in Applied Welfare Analysis. In: *American Journal of Agricultural Economics* 75 (3): 770-775.
- LIN, B.-H., S.T. YEN und C.L. HUANG (2008): Demand for Organic and Conventional Fresh Fruits. Beitrag auf der Jahrestagung der AAEA, 27.-29. Juli 2008, Orlando, FL, USA.
- MICHALEK, J. und M.A. KEYZER (1992): Estimation of a two-stage LES-AIDS consumer demand system for eight EC countries. In: *European Review of Agricultural Economics* 19 (2): 137-163.
- MONIER, S., D. HASSAN, V. NICHÈLE und M. SIMIONI (2009): Organic Food Consumption Patterns. In: *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization* 7 (2): Artikel 12.
- OBERHOLTZER, L., C. DIMITRI und C. GREENE (2005): Price Premiums Hold on as U.S. Organic Produce Market Expands. Electronic Outlook Report from the Economic Research Service, VGS-308-01, Mai 2005. United States Department of Agriculture, Washington, DC.
- PARK, J.L., R.B. HOLCOMB, K.C. RAPER und O. CAPPS, Jr. (1996): A Demand System Analysis of Food Commodities by U.S. Households Segmented by Income. In: *American Journal of Agricultural Economics* 78 (2): 290-300.
- POE, G.L., E.K. SEVERANCE-LOSSIN und M.P. WELCH (1994): Measuring the Difference (X-Y) of Simulated Distributions: A Convolutions Approach. In: *American Journal of Agricultural Economics* 76 (4): 904-915.
- RECKE, G. (1995): Sind Nachfragetheorie und Empirie unvereinbar? Ein Beitrag zum Test auf Homogenität und auf Symmetrie. Agrarökonomische Monographien und Sammelwerke. Wissenschaftsverlag Vauk, Kiel.
- SHONKWILER, J.S. und S.T. YEN (1999): Two-step estimation of a censored system of equations. In: *American Journal of Agricultural Economics* 81 (4): 972-982.
- THIELE, S. (2008): Elastizitäten der Nachfrage privater Haushalte nach Nahrungsmitteln – Schätzung eines AIDS auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003. In: *Agrarwirtschaft* 57 (5): 258-265.
- WILDNER, S. (2001): Quantifizierung der Preis- und Ausgabenelastizitäten für Nahrungsmittel in Deutschland: Schätzung eines LA/AIDS. In: *Agrarwirtschaft* 50 (5): 275-285.
- ZHANG, F., C.L. HUANG, B.-H. LIN und J.E. EPPERSON (2006): National Demand for Fresh Organic and Conventional Vegetables: Scanner Data Evidence. Beitrag auf der Jahrestagung der AAEA, Juli 2006, Long Beach, CA, USA.

GJAE 62 (2013), Number 1

## Danksagung

Dank gilt der Bundesanstalt für Landwirtschaft und Ernährung für die finanzielle Förderung des Forschungsvorhabens 2808OE148 im Rahmen des Bundesprogramms Ökologischer Landbau und andere Formen nachhaltiger Landwirtschaft (BÖLN) sowie der Arbeitsgruppe von Prof. Dr. Ulrich Hamm (Fachbereich Ökologische Agrarwissenschaften der Universität Kassel) und allen voran Herrn Dr. Fabian Buder

für die Aufbereitung und Bereitstellung der GfK-Paneldaten. Außerdem danke ich zwei anonymen Gutachtern dieser Zeitschrift für sehr hilfreiche Kommentare zu einer früheren Fassung des Beitrags.

### REBECCA SCHRÖCK

Institute of Agricultural Policy and Market Research  
Justus-Liebig-University of Giessen  
Senckenbergstr. 3, 35390 Giessen  
E-Mail: [rebecca.schroeck@ernaehrung.uni-giessen.de](mailto:rebecca.schroeck@ernaehrung.uni-giessen.de)

Anhang 1. Übersicht über die verwendeten Variablen (n = 50 367)

Variablengruppe	Beschreibung	Messniveau	Mittelwert	SD	Min	Max	
<b>Käuferhaushalte</b>	von konv. Frischgemüse	DV	1,00	0,019	0	1	
	von konv. TK-Gemüse	DV	0,87	0,336	0	1	
	von Biofrischgemüse	DV	0,49	0,500	0	1	
	von Bio-TK-Gemüse	DV	0,16	0,364	0	1	
<b>Haushaltsmerkmale</b>	Einkommen <sup>1)</sup> [€/Monat]	metrisch	1 303	520	126	4 188	
	Haushaltsgröße	metrisch	2,40	1,203	1	8	
	Alter des Haushaltsführers	metrisch	52,1	15,08	18	77	
	Kinder < 7 Jahre	DV	0,13	0,340	0	1	
	Wohnort in der Großstadt	DV	0,32	0,466	0	1	
	Ausländische Nationalität	DV	0,06	0,242	0	1	
<b>Region (Wohnort)</b>	Süden	DV	0,27	0,443	0	1	
	Norden	DV	0,15	0,360	0	1	
	Westen/Mitte	DV	0,33	0,470	0	1	
	Osten	DV	0,25	0,431	0	1	
<b>Haushaltsausgaben</b>	Gemüse (gesamt) [€/Jahr]	metrisch	118,86	90,64	0,14	871,25	
	Gemüse im Vorjahr [€/Jahr]	metrisch	121,36	90,21	0,14	871,25	
	konv. Frischgemüse [€/Jahr]	metrisch	112,52	83,35	0	622,34	
	konv. TK-Gemüse [€/Jahr]	metrisch	13,70	21,25	0	563,11	
	Biofrischgemüse [€/Jahr]	metrisch	6,34	25,94	0	566,35	
<b>Ausgabenanteile</b>	konv. Frischgemüse	metrisch	0,85	0,156	0	1,00	
	konv. TK-Gemüse	metrisch	0,11	0,131	0	0,99	
	Biofrischgemüse	metrisch	0,03	0,092	0	1,00	
	Bio-TK-Gemüse	metrisch	0,01	0,019	0	0,77	
<b>Trend</b>	Trend-Variable (2004=1)	metrisch	0,85	0,156	0	1,00	
<b>Preise</b>	konv. Frischgemüse [€/kg]	metrisch	1,98	0,98	0,18	99,37	
	konv. TK-Gemüse [€/kg]	metrisch	2,56	2,30	0,01	29,88	
	Biofrischgemüse [€/kg]	metrisch	3,80	3,31	0,18	85,36	
	Bio-TK-Gemüse [€/kg]	metrisch	3,33	1,63	0,14	57,31	
<b>Geschäftstypen (Ausgabenanteile)</b>	SB-Warenhaus und Verbrauchermarkt	KF	metrisch	0,242	0,277	0	1
		KTK	metrisch	0,252	0,359	0	1
		BF	metrisch	0,098	0,267	0	1
		BTK	metrisch	0,050	0,213	0	1
	Discount	KF	metrisch	0,482	0,318	0	1
		KTK	metrisch	0,338	0,386	0	1
		BF	metrisch	0,243	0,400	0	1
		BTK	metrisch	0,081	0,267	0	1
	Supermarkt	KF	metrisch	0,169	0,239	0	1
		KTK	metrisch	0,174	0,309	0	1
		BF	metrisch	0,093	0,258	0	1
		BTK	metrisch	0,025	0,152	0	1
Naturkosthandel	BF	metrisch	0,020	0,119	0	1	
	BTK	metrisch	0,001	0,031	0	1	
<b>Saisonale Gemüseklassen (Ausgabenanteile)</b>	Wintergemüse (Karotten, Kohlgemüse, Zwiebeln)	KF	metrisch	0,273	0,149	0	1
		KTK	metrisch	0,435	0,351	0	1
		BF	metrisch	0,243	0,383	0	1
		BTK	metrisch	0,104	0,295	0	1
	Sommergemüse (Tomaten, Paprika, Gurken, Hülsenfrüchte, Salat)	KF	metrisch	0,563	0,187	0	1
		KTK	metrisch	0,047	0,141	0	1
		BF	metrisch	0,147	0,301	0	1
		BTK	metrisch	0,022	0,135	0	1
	Frühlingsgemüse (Spargel, Kräuter)	KF	metrisch	0,098	0,125	0	1
		KTK	metrisch	0,070	0,176	0	1
		KF	metrisch	0,091	0,253	0	1
		BF	metrisch	0,014	0,111	0	1

<sup>1)</sup> reales Nettoäquivalenzeinkommen; KF – konventionelles Frischgemüse, KTK – konventionelles Tiefkühlgemüse, BF – Biofrischgemüse, BTK – Biotiefkühlgemüse, DV – Dummyvariable  
Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage der GfK Verbraucherpanels 2004-2008

**Anhang 2. Ergebnisse der Probit-Analyse:  
marginale Wahrscheinlichkeitsänderungen<sup>a)</sup> und Wahrscheinlichkeitselastizitäten<sup>b)</sup>**

	% Beob.	Käuferhaushalt von			
		konv. TK-Gemüse	Bio-Frischgemüse	Bio-TK-Gemüse	
Einkommen	< 750 €	11,2	d	d	d
	750 € - 1 249 €	39,8	0,003 (*)	0,045 ***	0,037 ***
	1 250 € - 1 749 €	32,0	0,006 **	0,073 ***	0,059 ***
	1 750 € - 2 249 €	11,5	0,003	0,120 ***	0,068 ***
	> 2 249 €	5,5	-0,004	0,130 ***	0,062 ***
Bildung	Hauptschulabschluss	30,4	d	d	d
	Realschulabschluss	25,4	0,004 *	0,043 ***	0,023 ***
	(Fach-)Abitur	18,9	0,002	0,061 ***	0,033 ***
	Hochschulabschluss	25,3	-0,001	0,097 ***	0,045 ***
Alter	< 30 Jahre	6,5	d	d	d
	30-49 Jahre	38,5	-0,024 ***	-0,023 *	-0,001
	50-69 Jahre	39,9	-0,022 ***	0,004	-0,002
	> 70 Jahre	15,1	-0,032 ***	-0,004	-0,017 (*)
Nationalität ( <i>D<sub>nation</sub></i> )	deutsch	93,8	d	d	d
	andere	6,2	-0,012 ***	0,005	-0,002
Stadt ( <i>D<sub>city</sub></i> )	andere	68,1	d	d	d
	Großstadt	31,9	0,004 ***	0,026 ***	0,039 ***
Single ( <i>D<sub>single</sub></i> )	kein Singlehaushalt	77,7	d	d	d
	Singlehaushalt	22,3	-0,028 ***	-0,085 ***	-0,047 ***
Anzahl der Kinder ( <i>D<sub>kids</sub></i> ) ( <i>kids 18</i> )	keine Kinder	70,9	d	d	d
	1 Kind	13,3	0,007 **	0,005	0,005
	2 Kinder	12,1	0,002	0,011	0,012
	3 und mehr Kinder	3,7	-0,007	-0,075 ***	-0,031 **
Kleine Kinder ( <i>D<sub>kids0</sub></i> )	kein Kind unter 7 Jahren	87,7	d	d	d
	Kinder unter 7 Jahren	13,3	0,009 ***	0,039 ***	0,023 **
Geschlecht ( <i>D<sub>gender</sub></i> )	männlich	32,2	d ***	d	d ***
	weiblich	67,8	0,014 ***	0,061 ***	0,031 ***
Wohnort ( <i>region</i> )	Mitte/ Westen (HE, SL, NRW, RP)	33,1	d	d	d
	Osten (BB, MV, BE, TH, ST, SN)	24,7	0,003 *	-0,106 ***	-0,064 ***
	Süden (BW, BY)	26,9	-0,007 ***	0,044 ***	-0,029 ***
	Norden (SH, NI, HH, HB)	15,3	0,001	-0,040 ***	0,001
Nachfragemenge im Vorjahr ( <i>habit formation</i> )		---	0,016 ***	0,106 ***	0,078 ***
n (Anzahl der Beobachtungen)			40 031	40 031	40 031
N (Anzahl der Haushalte)			14 346	14 346	14 346
Anzahl der Käuferhaushalte			13 283	10 022	4 360
LR Chi <sup>2</sup>			6 759,0	8 220,3	3 003,0
p-Wert > LR Chi <sup>2</sup>			0,000	0,000	0,000
Pseudo-R <sup>2</sup>			0,219	0,149	0,083

\*\*\*, \*\*, \*, (\*) sind auf dem 99,9%-, 99%-, 95%-, 90%-Niveau signifikant von Null verschieden; d-Referenzkategorie.

a) Für diskrete Variablen wird die marginale Wahrscheinlichkeitsänderung angegeben. Für ordinal skalierte, kategoriale Variablen (Einkommen, Bildung, Alter, Kinderzahl) gibt der Wert die absolute Änderung der Marktpartizipationswahrscheinlichkeit an, wenn die Ausprägung der Variablen auf die nächst höhere Stufe wechselt. Für Dummyvariablen (Nationalität, Stadt, Single, kleine Kinder, Geschlecht, Wohnort) wird die Wahrscheinlichkeitsänderung bei einem Wechsel der Variablenausprägung von 0 auf 1 angegeben.

b) Für kontinuierliche Variablen (Nachfragemenge im Vorjahr) sind Wahrscheinlichkeitselastizitäten angegeben, d.h. die prozentuale Veränderung der Marktpartizipationswahrscheinlichkeit in Folge einer einprozentigen Steigerung des Variablenwertes.

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage der GfK Verbraucherpanels 2004-2008

Artikel 5

**Wie preissensibel reagieren deutsche Verbraucher?  
Aktuelle Schätzungen von Preis- und Ausgabenelastizitäten  
auf der Basis von Haushaltspaneldaten**

Rebecca Schröck

Erschienen in:  
Schriften der GeWiSoLa e.V., 2013, Bd. 48, S. 455-458  
(*Landwirtschaftsverlag, Münster*).

## WIE PREISSENSIBEL REAGIEREN DEUTSCHE VERBRAUCHER? AKTUELLE SCHÄTZUNGEN VON PREIS- UND AUSGABENELASTIZITÄTEN AUF DER BASIS VON HAUSHALTSPANELDATEN

Rebecca Schröck<sup>1</sup>

### Zusammenfassung

Der Beitrag untersucht das Nachfrageverhalten der deutschen Privathaushalte anhand von Daten zweier Haushaltspanels der Gesellschaft für Konsumforschung. Es wird ein Almost Ideal Demand System (AIDS) mit 13 Lebensmittelgruppen für den Zeitraum von 2004 bis 2008 geschätzt. Der Fokus der Analyse liegt auf den geschätzten Eigenpreis- und Ausgabenelastizitäten und deren Einordnung in die Literatur. Mit Ausnahme von Kaffee und Eiern zeigt sich die Nachfrage in allen Lebensmittelgruppen, darunter auch Biolebensmittel, unelastisch. Die Ausgabenelastizitäten zeigen, dass bei steigenden Lebensmittelausgaben der Haushalte die Ausgaben für Fleisch und Nahrungsmittel proportional, die Ausgaben für Kaffee und Bioprodukte überproportional und die Ausgaben der sonstigen Lebensmittelgruppen unterproportional ansteigen. Für einige Lebensmittel bestätigen die geschätzten Elastizitäten die Werte früherer Studien. Vor allem für die Warengruppe Kaffee & Tee zeigen sich jedoch deutliche Unterschiede.

### Schlüsselwörter

Nachfrageelastizitäten, Lebensmittel, Deutschland, AIDS

### 1 Einleitung

Die Schätzung von Nachfrageelastizitäten ist ein zentrales Element bei der Analyse von Märkten, um Verbraucherreaktionen auf Preis- und Einkommensänderungen zu quantifizieren. Richtung und Stärke der Verbraucherreaktionen und Vergleiche zwischen unterschiedlichen Produktgruppen können wichtige Informationen für das Marketing von Lebensmitteln, für die Marktforschung sowie für die Politik geben (THIELE 2008).

Dies ist die erste Schätzung eines Nachfragesystems für Lebensmittel in Deutschland, die auf Haushaltspaneldata basiert. Bisherige Studien haben stets auf Daten der amtlichen Statistik zurückgegriffen. Die Untersuchungszeiträume bisheriger Schätzungen liegen durchweg einige Jahre zurück. Zudem wurde in den meisten Fällen lediglich eine Querschnittsschätzung vorgenommen. Insofern liefert die vorliegende Analyse aktuellere und auf einem umfangreichen Paneldatensatz basierende Schätzungen von Nachfrageelastizitäten.

### 2 Datengrundlage und Methodik

Grundlage der Analyse sind Daten zweier über eine einheitliche Identifikationsnummer der Haushalte verknüpfte Haushaltspanels der Gesellschaft für Konsumforschung, die die Einkäufe von EAN-kodierten und frischen Lebensmitteln von über 13 000 Privathaushalten im Zeitraum von 2004 bis 2008 dokumentieren. Die Paneldatensätze umfassen sowohl detaillierte Angaben zu den gekauften Produkten und der Einkaufsstätte als auch Informationen zu den soziodemografischen Merkmalen der Haushalte.

---

<sup>1</sup> Institut für Agrarpolitik und Marktforschung, Justus-Liebig-Universität Giessen, Senckenbergstr.3, 35390 Giessen. Email: Rebecca.Schroeck@ernaehrung.uni-giessen.de

Es wird angenommen, die Allokation der Lebensmittelausgaben der Haushalte erfolge in zwei Schritten. Im ersten Schritt entscheiden die Haushalte, ob sie überhaupt Produkte aus einer bestimmten Lebensmittelgruppe kaufen. Im zweiten Schritt wird dann über die Aufteilung des Budgets auf die im ersten Schritt ausgewählten Lebensmittelgruppen entschieden. Auf Basis der Schätzergebnisse der ersten Entscheidungsstufe, die mithilfe von multivariaten Probit-Regressionen untersucht wird, wird die Wahrscheinlichkeit berechnet, dass ein Haushalt Produkte der jeweiligen Lebensmittelgruppe konsumiert. Die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion und die kumulative Verteilungskurve gehen in das AIDS, das die zweite Entscheidungsstufe der Haushalte analysiert, als Korrekturfaktoren für Nullbeobachtungen ein (vgl. SHONKWILER und YEN, 1999). Darüber hinaus wird das traditionelle AIDS (vgl. DEATON und MUELLBAUER, 1980) erweitert, um die Einflüsse von soziodemografischen Variablen, einer Trendvariablen und von Gewohnheitsverhalten (modelliert durch die Nachfragemenge der entsprechenden Lebensmittelgruppe im Vorjahr) abzubilden. Preis- und Ausgabenelastizitäten werden im Anschluss an die Systemschätzung nach den Formeln von GREEN und ALSTON (1990) berechnet.

### 3 Ergebnisse

Im Folgenden werden die geschätzten Eigenpreis- und Ausgabenelastizitäten vorgestellt. Tabelle 1 vergleicht die Werte mit den Ergebnissen früherer Arbeiten und gibt jeweils auch Informationen zur Datengrundlage und Schätzmethodik. Alle im Rahmen dieser Analyse geschätzten Eigenpreiselastizitäten weisen erwartungsgemäß ein negatives Vorzeichen auf und sind höchst signifikant von Null verschieden. Für die Mehrheit der Warengruppen zeigt sich eine preisunelastische Nachfrage. Bei Nahrungsmitteln des täglichen Bedarfs wie Brot oder Speisefetten reagieren die Verbraucher nur schwach auf Preisveränderungen. Hier sind die Werte der Eigenpreiselastizität mit -0,34 bzw. -0,31 im Betrag am niedrigsten.

Auch Bioprodukte und frische Lebensmittel wie Obst, Gemüse, Käse und Fleisch werden preisunelastisch nachgefragt. Bei Kaffee scheinen die Verbraucher jedoch äußerst preissensibel einzukaufen. Sinkt der Preis von Kaffee um 1 %, steigt die Nachfragemenge um 1,7 %. Kaffee weist eine sehr hohe Angebotsfrequenz im Lebensmitteleinzelhandel auf und wird von Verbrauchern vorwiegend im Angebot erworben (HERRMANN, MÖSER und WERNER, 2002). Da Kaffee ein sehr gut lagerfähiges Produkt ist, kaufen Verbraucher die von ihnen bevorzugte Marke vornehmlich dann, wenn sie im Angebot ist. Dies führt zu einer sehr preissensiblen Nachfrage.

Die Größenordnung der geschätzten Eigenpreiselastizitäten bestätigt in den meisten Lebensmittelgruppen die Ergebnisse früherer Studien. Deutliche Unterschiede in den Elastizitätsschätzungen zeigen sich vor allem bei Kaffee und Eiern. Nach GRINGS (1993), WILDNER (2001) und THIELE (2001) ist die Nachfrage nach diesen Lebensmitteln unelastisch. Diese Unterschiede könnten zum einen auf ein im Zeitablauf verändertes Verbraucherverhalten und zum anderen auf Unterschiede in der Datengrundlage und der Schätzmethodik zurückgeführt werden. Für Biolebensmittel und Frühstückssprodukte liegen keine Vergleichswerte vor, da diese bisher nicht als separate Lebensmittelgruppen betrachtet wurden. Fleisch & Geflügel ist eine sehr heterogene Produktgruppe, die in den meisten Studien stärker disaggregiert betrachtet wird. Insofern erscheint es plausibel, dass GRINGS (1993) und THIELE (2008) hier im Betrag höhere Werte der Preiselastizität ausweisen.

**Tabelle 1: Literaturüberblick und eigene Ergebnisse: Unkompensierte Eigenpreis- und Ausgabenelastizitäten der Nachfrage nach Lebensmitteln in Deutschland**

Autoren	GRINGS <sup>a)</sup> (1993)		WILDNER (2001)		HOFFMANN (2003)		THIELE (2008)/[2001]		SCHRÖCK (2012)	
	MP	AE	MP	AE	MP	AE	MP	AE	MP	AE
Datengrundlage	LWR 1985		LWR 1995		EVS 1998		EVS 2003 [EVS 1998]		GfK Panel 2004-2008	
Schätzsystem	LA/AIDS		LA/AIDS		LES		LA/AIDS [LES]		AIDS	
<b>Fleisch/Geflügel</b>	-0,78 bis - 1,96 <sup>f)</sup>	0,75 bis 1,7 <sup>g)</sup>	-0,61	0,16	---	0,86	-1,02	1,19	-0,85	0,97
<b>Milch(produkte)</b>	-0,58	1,29	-0,26 <sup>b)</sup> 0,11 <sup>b)</sup>		---	0,60	-1,00	0,89	-0,67	0,88
<b>Käse</b>	-0,37	0,99			---	0,77	[-0,72]	[0,75]	-0,42	0,70
<b>Eier</b>	-0,42	0,80			---	0,76	[-0,20]	[0,75]	-1,12	0,74
<b>Gemüse</b>	-0,68	1,29			---	0,85	-0,55	0,97	-0,53	0,69
<b>Obst</b>	-0,35	0,50			---	0,84	-0,8	0,99	-0,67	0,75
<b>Nährmittel</b>	-0,43	-0,32	-1,14 <sup>c)</sup>	0,52 <sup>c)</sup>	---	0,58 <sup>e)</sup>	-0,83	0,97	-0,72	0,99
<b>Frühstücksprod.</b>	---	---			---	---	---	---	-0,71	0,61
<b>Brot/Backwaren</b>	-0,48	0,97			---	0,75	-0,55	0,75	-0,34	0,75
<b>Kaffee/Tee</b>	---	---	-0,27 <sup>d)</sup>	0,2 <sup>d)</sup>	---	0,81	[-0,90]	[0,71]	-1,70	2,85
<b>Speisefette/Öle</b>	-0,21 <sup>h)</sup>	-0,63 <sup>h)</sup>	-0,07	-0,33	---	0,55	[-0,73]	[0,62]	-0,31	0,63
	-0,45 <sup>i)</sup>	-0,96 <sup>i)</sup>			---	---	---	---	-0,66	1,13
<b>Bioprodukte</b>	---	---	---	---	---	---	---	---	-0,66	1,13

<sup>a)</sup> Werte für 4-Personen Haushalte von Arbeitern und Angestellten; Angegebene Werte gelten für die Lebensmittelgruppe <sup>b)</sup> Milch, Käse, Eier; <sup>c)</sup> Obst, Gemüse, Zerealien, Kartoffeln; <sup>d)</sup> Genussmittel, Zuckererzeugnisse; <sup>e)</sup> Kartoffeln. <sup>f)</sup> Fleisch wurde nach Tierarten unterteilt. Die im Betrag niedrigste Preiselastizität weisen Wurstwaren, die höchste Rindfleisch auf; <sup>g)</sup> Die niedrigste Ausgabenelastizität weist Rindfleisch, die höchste Schweinefleisch auf; <sup>h)</sup> tierische Fette; <sup>i)</sup> pflanzliche Fette; LWR - Laufende Wirtschaftsrechnung; EVS - einkommens- und Verbrauchsstichprobe; (LA/)AIDS - (Linear Approximated) Almost Ideal Demand System; LES - Linear Expenditure System; MP - Marshallsche Eigenpreiselastizität; AE - Ausgabenelastizität.

Quelle: Zusammenstellung von Ergebnissen der oben genannten Autoren und eigene Berechnungen.

Die Ausgabenelastizitäten der aktuellen Studie stützen die Ergebnisse früherer Arbeiten. Allerdings geben diese für alle Lebensmittelgruppen mit Ausnahme von Fleisch eine ausgabenunelastische Nachfrage an, während die vorliegende Analyse für Kaffee und Biolebensmittel Werte größer Eins ermittelt. Steigen die Lebensmittelausgaben des Haushalts ceteris paribus um 1 %, steigen die Ausgaben für Kaffee und Biolebensmittel überproportional um 2,9 bzw. 1,1 %. Folglich handelt es sich bei diesen beiden Lebensmittelgruppen um „Luxusgüter“, deren Nachfrage steigt, wenn der Grundbedarf an sonstigen Lebensmitteln gedeckt ist.

#### 4 Ausblick

Die vorliegende Analyse untersucht das Verbraucherverhalten in Bezug auf Lebensmittel in Deutschland anhand aktueller Haushaltspaneldaten. Dabei wird die Vielfalt der verfügbaren Lebensmittel in 13 Gruppen zusammengefasst. Folglich weisen die Produkte in vielen Gruppen wie Fleisch oder Gemüse starke qualitative Unterschiede auf, die in der vorliegenden Analyse nicht berücksichtigt werden können. Ein nächster Forschungsschritt besteht folglich darin, in einer weiteren Schätzstufe die Ausgabenanteile bspw. für einzelne Fleisch- oder Gemüsesorten zu untersuchen und bedingte Preiselastizitäten zu schätzen. Dieses Vorgehen wird bei THIELE (2008), WILDNER (2001) und HOFFMAN (2003) gewählt. Darüber hinaus könnten nach Haushaltstypen bzw. -größen, Einkommensklassen, Altersgruppen oder Teilperioden

differenzierte Schätzungen Informationen über die Auswirkungen von soziodemografischen Veränderungen und die Entwicklung des Verbraucherverhaltens im Zeitablauf liefern.

### **Danksagung**

Dank gilt der Bundesanstalt für Landwirtschaft und Ernährung für die finanzielle Förderung des Forschungsvorhabens 2808OE148 „Analyse der Preiselastizitäten der Nachfrage nach Biolebensmitteln unter Berücksichtigung nicht direkt preisrelevanten Verhaltens der Verbraucher“ im Rahmen des Bundesprogramms Ökologischer Landbau und andere Formen nachhaltiger Landwirtschaft. Die Autorin dankt auch der Arbeitsgruppe von Prof. Dr. Ulrich Hamm (Fachbereich Ökologische Agrarwissenschaften, Fachgebiet Agrar- und Lebensmittelmarketing der Universität Kassel) für die Aufbereitung und Bereitstellung der GfK-Paneldaten.

### **Literatur**

- DEATON, A. und J. MUELLBAUER (1980): An Almost Ideal Demand System. In: *The American Economic Review* 70 (3): 312–326.
- GRINGS M. (1993): Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Ost- und Westdeutschland. Vergleichende Analyse auf Grundlage eines ökonometrischen Modells. Habilitationsschrift an der Georg-August-Universität Göttingen, Mai 1993.
- HERRMANN, R., MÖSER, A. und E. WERNER (2002): Neue empirische Befunde zur Preissetzung und zum Verbraucherverhalten im Lebensmitteleinzelhandel. In: *Agrarwirtschaft* 51 (2): 99-111.
- HOFFMANN, C. (2003): Die Nachfrage nach Nahrungs- und Genussmitteln privater Haushalte vor dem Hintergrund zukünftiger Rahmenbedingungen. *Studien zur Haushaltsökonomie*, Bd. 28. Peter Lang, Frankfurt am Main u.a..
- SHONKWILER, J.S. und S.T. YEN (1999): Two-step estimation of a censored system of equations. In: *American Journal of Agricultural Economics* 81 (4): 972-982.
- THIELE, S. (2001): Ausgaben- und Preiselastizitäten der Nahrungsmittelnachfrage auf Basis von Querschnittsdaten: Eine Systemschätzung für die Bundesrepublik Deutschland. In: *Agrarwirtschaft* 50 (2): 108-115.
- THIELE, S. (2008): Elastizitäten der Nachfrage privater Haushalte nach Nahrungsmitteln – Schätzung eines AIDS auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003. In: *Agrarwirtschaft* 57 (5): 258-266.
- WILDNER, S. (2001): Quantifizierung der Preis- und Ausgabenelastizitäten für Nahrungsmittel in Deutschland: Schätzung eine LA/AIDS. In: *Agrarwirtschaft* 50 (5): 275-285.

Artikel 6

**Food Demand in Russia –  
Heterogeneous Consumer Segments over Time**

Matthias Staudigel und Rebecca Schröck

Erscheint in:

*Journal of Agricultural Economics (zur Veröffentlichung angenommen),  
(John Wiley & Sons Ltd., Hoboken (USA) u.a.).*

## **Food Demand in Russia - Heterogeneous Consumer Segments over Time**

**Matthias Staudigel and Rebecca Schröck<sup>1</sup>**

### **Abstract**

The Russian food system has undergone substantial changes. However, knowledge on how economic transition has affected structural parameters of food demand is lacking. Based on a two-stage LES-LA/AIDS model and annual panel data from the Russia Longitudinal Monitoring Survey (1995-2010), we provide a comprehensive set of food demand elasticities for Russia along two dimensions. First, we estimate demand parameters for three characteristic time periods in order to trace changes during transition. Second, to account for the Russian population's diversity, we derive elasticities for five different consumer segments. These groups are established by a cluster analysis based on households' food purchases. Our findings suggest that demand for food is far from satiated in Russia. We find generally high unconditional expenditure and own-price elasticities for food. Both expenditure and own-price elasticities show slight decreases in absolute terms over time. Low expenditure elasticities for staple foods like bread or cereals and high values for luxury goods such as meat, alcohol, and tobacco suggest considerable changes in the composition of food baskets with further income growth. Results indicate that food production at home loses in importance while especially more affluent households increase their demand for food consumption away from home.

**Keywords:** LA/AIDS; LES; food-demand; elasticities; Russia; transition; panel data; RLMS; consumer segmentation.

**JEL-Code:** D12; P36; Q13; Q18.

---

<sup>1</sup> Matthias Staudigel is with the Center for international Development and Environmental Research, Justus-Liebig-University of Giessen, Germany, Senckenbergstr. 3, 35390 Giessen, Germany. E-Mail: Matthias.Staudigel@agr.uni-giessen.de for correspondence. Rebecca Schröck is with the Institute of Agricultural Policy and Market Research, Justus-Liebig-University of Giessen. The authors thank the editor, David Harvey, and three anonymous referees for valuable comments and suggestions. We would further like to thank Sven Anders and Roland Herrmann for very helpful comments on earlier versions of this article. Thanks are also due to the National Research University Higher School of Economics and ZAO "Demoscope" together with Carolina Population Center, University of North Carolina at Chapel Hill, and the Institute of Sociology RAS for making the data of the Russia Longitudinal Monitoring survey, RLMS-HSE, available.

## **1 Introduction**

As in many emerging economies, the Russian food system has experienced substantial changes during the last two decades. These developments have been characterised by a considerable decline in domestic agricultural production and increasing food imports (Liefert et al. 2009). The entry of large international retail chains into the Russian market triggered the rise of modern retail concepts that spread from St. Petersburg and Moscow across the country. These shifts in the structure of grocery retailing and resulting expansion in product diversity have been associated with rapidly changing preferences of an increasing Russian middle class. These households benefitted from consistently high GDP growth rates since 2000 and their rising private incomes induced a “consumer boom” (USDA 2011).

Despite these serious economic changes surprisingly little comprehensive research has been conducted on changing consumer preferences and behaviour in the course of transition. To date empirical evidence on food demand in developing and transition economies is either irregularly published or lacking (Abler 2010). Mergenthaler et al. (2009) point out that “in spite of the hypothesised importance of both supply and demand side factors in the food system transformation, most available studies concentrate primarily on aspects of supply (p. 426)”. Both shortfalls apply in the case of Russia. Existing studies on Russian food demand are either based on data from the mid-1990s (e.g. Qaim et al. 1997; Sheng 1997; Elsner 1999) or focus on narrowly defined food categories (e.g. Goodwin et al. 2003; Shiptsova et al. 2004).

The objective of this paper is to provide a comprehensive analysis of structural parameters of food demand in Russia over the course of its economic transition. In order to provide a detailed picture of consumer behaviour, we consider changes of demand elasticities over time as well as across the diversity of Russian consumers. Our approach is based on a two-stage demand system that distinguishes between the demand for food, food away from home, and four groups of non-food goods and services in the first stage. We subsequently analyse demand for 13 individual food groups in the second stage. The analysis employs comprehensive household panel data from the Russia Longitudinal Monitoring Survey (RLMS) over the period from 1995 to 2010.

Economic theory suggests that expenditure elasticities vary substantially both over time and across households, in light of differential impacts of economic growth and rising incomes for different groups of populations. Engel’s Law predicts that food budget shares will decline as income rises. Moreover, Bennett’s Law postulates changes in the composition of households’ food baskets with increasing income. The proportion of starchy staples in total energy intake is presumed to decline, while relative and absolute consumption of animal products and of non-starchy vegetable products will increase (Bennett 1941).

In order to investigate whether Russian food demand elasticities confirm these expectations we estimate expenditure and price elasticities for distinct time periods. To capture the stark disparities within the Russian population, we assess demand elasticities for consumer groups clustered according to their food purchasing patterns.

This paper contributes to the literature in several ways. First, using the same data set and methodological approach in a consistent manner we are able to trace the development of

consumer behaviour in the course of transition. So far, the time dimension of food demand elasticities in emerging economies has only been investigated by comparing estimates from studies that use data of different sample periods (e.g. Abler 2010). Second, we employ disaggregated household panel data that reflect consumer behaviour in more detail than cross-sectional or macro data used in previous studies. Third, our segmentation approach based on cluster analysis is able to reflect the complexity of consumer behaviour better than a one-dimensional classification by income or region. This is especially necessary for the Russian society marked by severe inequality with a consistently high GINI index between 0.40 and 0.45 (Worldbank 2013a). Diversity is not only reflected in income distribution but also in differences in geography, level of urbanisation, ethnicities and infrastructure.

The remainder of the paper is structured as follows: In the next section we provide a short background on the food system transformation and review the empirical literature on food demand analyses in Russia and other transition countries. Section 3 presents the dataset, the methodological approach and the estimation strategy. Section 4 reports the findings of the cluster analysis and the demand system estimations. Section 5 discusses the results and draws conclusions.

## **2 Background and literature review**

### *2.1 Consumers and distribution of food in Russia*

Despite continuous GDP growth and rising incomes, the majority of Russian households cannot be considered wealthy. Many individuals have at least two jobs to make ends meet. Three quarters of the Russian population live in urban areas, predominantly in small city flats with little storage space. Households typically own one to two big refrigerators for fresh produce. Long-life food products like tins or potatoes are often stored on the balcony. To leave their small residences in summer, many Russians own a dacha where they spend their free time (Schmid 2004). Russia exhibits mainly traditional household structures where budgeting of household expenses and grocery shopping is the responsibility of women. Russian consumers increasingly place a high value on health, local origin and naturalness in their purchasing decisions. Exceptions are cigarettes, perfumes and other luxury items. Here, imported branded products are perceived to be of much higher quality (Schmid 2004). Honkanen (2010) reports strong preferences for meat and meat products among Russian consumers, as the consumption of animal-based foods is considered a status symbol.

Access to transportation and storage possibilities are crucial factors that influence shopping behaviour. Moreover, Honkanen and Frewer (2009) analysed food-choice motives that influence consumption decisions in Russia and found that availability and price are the most important motives for food choice besides sensory factors.

The average Russian family spends 35-40 % of its disposable income on food and beverages. The largest food expenditure share is meat (10.5 %), followed by bakery products (6.5 %), and milk and dairy products (4.9 %). Remarkably, only 25 % of the meat consumed in Russia is processed. Other important product groups are confectionery, a soft spot for many Russians, and potatoes, a traditional staple consumed in large quantities. While bread consumption is decreasing from traditionally high levels, spending on other bakery segments

is increasing. Expenditure on prepared and processed foods is still low, however, and varies considerably by region (van Berkum et al. 2007).

A unique feature of the Russian food environment is the prevalence of home production. About 36 million Russian households (i.e. about 70 %) own small land plots which account for about 5 % of total agricultural land (Caskie 2000; OECD 2009). Differences in usage patterns exist between garden plots predominantly situated on the periphery of cities where people grow potatoes, vegetables, and fruits and larger land plots in rural areas where households often keep livestock, too (Caskie 2000; von Braun et al. 2000). The notion of subsistence food production being “an important private mechanism for coping with the transformation risk of market failures for many rural and urban households alike” (von Braun et al. 2000, p. 301) still prevails.

Similar to other post-soviet countries, the Russian food retailing sector has changed considerably over the past two decades. Dries et al. (2004) identified three distinct evolutionary stages: 1) In the *communist stage*, retailing and distribution were completely controlled by the state and competition was largely absent. Consumers purchased their groceries in small supermarkets, kiosks, and street markets (USDA 2011). 2) During the *transition stage*, privatisation led to a fragmented retailing sector with many small domestic retail chains. Political and economic instability presented high obstacles for foreign investors. 3) The *globalisation stage* was initialised by a period of strong growth during which the Russian GDP grew 6 % to 7 % annually. This stage followed the rouble crisis of 1998 and was marked by significant and steady increases in wages and salaries (Worldbank 2013b; USDA 2011; Belaya and Hanf 2010). A “large newly-affluent urban population in Russia’s cities provided a big boost to the development of the retail market” (USDA 2011). Traditional street markets and bazaars lost ground to new store types such as Hypermarkets or Cash & Carry-Markets with the influx of foreign retail chains (Dries et al. 2004). At the same time, the quantitative and qualitative variety of food products increased profoundly and provided consumers with better substitution possibilities. Retail structures and product differentiation, however, still differ by region and degree of urbanisation with poorer and rural households relying more strongly on open air markets that offer staple foods at lower prices.

## 2.2 Literature on food-demand elasticities in transition countries

Published studies on the pattern and development of food demand in Russia and other transition countries provide heterogeneous evidence with respect to methodology used, data sources, and country. Direct comparisons of results are difficult and assessments of structural changes over time are almost impossible.

Based on a small Russian household survey from 1995, Sheng (1997) estimated a linear expenditure system for six food groups. He found low expenditure elasticities for grains (0.38) and potatoes (0.51) and higher values for meat (0.79) and dairy products (0.95). Own-price elasticities showed a similar pattern, with inelastic responses of grain and potato consumption and higher absolute values for dairy and candy products. Elsner (1999) employed data from round VII of the RLMS for the year 1996 to estimate a three-stage demand system. She reported elastic unconditional expenditure elasticities for vegetables (1.40), potatoes (1.16), and dairy products (1.10). Cereal products and meat showed

elasticities of less than unity. Most conditional own-price elasticities revealed high absolute values above unity.

Goodwin et al. (2003) and Shiptsova et al. (2004) investigated the demand for non-dairy protein sources and carbohydrate sources, respectively, based on survey data for eight metropolitan areas in Eastern Russia in 1996. Both studies reported conditional own-price elasticities and expenditure elasticities, as well as unconditional income elasticities for food in total and the investigated food categories. They found low income elasticities of around 0.2. Goodwin et al. (2003) compared their low income elasticities of demand for meat products (0.06-0.28) against those of a sample of U.S. households of poverty status (0.36-0.49). They argued that lower income elasticities for Russian households may be caused both by traditionally high pre-committed quantities of meat product consumption in Russia and a greater variety and availability of value-added meat products in the U.S. market.

Stillman and Thomas (2008), Staudigel (2012), and Notten and de Crombrugge (2012) all reported more recent food-demand elasticities for Russia based on RLMS data. However, these studies derived elasticity estimates not from a demand system analysis but from single-equation approaches using panel-methods. There is some literature on price and expenditure elasticities in other middle and eastern European countries: Lithuania (Frohberg and Winter 2001), Latvia (Hossain et al. 2001), Slovenia (Turk and Erjavec 2001), Hungary (Brosig 2000), and the Czech Republic (Brosig and Ratering 1999). However, substantial differences with respect to methodology and the aggregation of food categories make it difficult to compare these studies directly.

### **3 Data and methodology**

#### *3.1 The Russia Longitudinal Monitoring Survey (RLMS)*

Our analysis uses a large set of household panel data from Phase II of the RLMS, covering the period from 1995 to 2010<sup>2</sup>. The RLMS was designed as a series of annual cross-section surveys that are nationally representative. Additionally, the RLMS interviews the households repeatedly each year. This longitudinal component is a major benefit for a consistent analysis and for comparable results over the course of transition. With its broad range of variables covering household financial aspects and consumption patterns, health and living conditions, household assets and community infrastructure, the RLMS is an excellent data base for analysing the dynamics of consumption behaviour in Russia over time.

The RLMS collects information on expenditure and quantities of all food products purchased by a household in a 7-day recall and expenditure on food away from home, non-food goods and services for the previous month. As recall methods typically do not capture complete expenditure on durable goods, total household budgets in this analysis only include expenditure on non-durables that, however, account for about 80 % of total reported expenditure.

Following Fan et al. (1995), we analyse household consumption for six broad aggregates of food and non-food in a first step and for single groups of food products in a second step. For

---

<sup>2</sup> No surveys were conducted in 1997 and 1999.

the estimation of a linear expenditure system in the first stage, we augment the data by national price indices for the analysed budget groups, a method commonly applied in the context of household survey data where detailed price information is typically missing (e.g. Pollack and Wales 1978, Edgerton 1997, Michalek and Keyzer 1992, Fan et al. 1995). The Federal Statistical Bureau of the Russian Federation (Goskomstat 2013) is the only source of price information for the categories considered in the first budgeting stage, as the RLMS does not collect prices for non-food goods and services, nor does it provide quantities for the computation of unit values. Since monthly price indices at this aggregation level are available only from 1995 on, the demand analysis excludes Round V of the RLMS conducted in 1994.

For the second stage, we aggregate expenditure on 51 food items collected by the RLMS into 13 product groups. These are bread and bakery, cereals, potatoes, vegetables, fruits, meat and meat products (including fish), milk and dairy products, fats and oils, sugar and confectionery, tea and coffee, tobacco, alcohol, and beverages (see Table A1, Appendix). Observations with negative, zero total or zero food expenditure were excluded. To eliminate household-year outliers regarding extreme values for quantities and/or expenditure, we purged the top percentiles of the purchased quantities. The final sample includes 55,288 household-year observations. Detailed descriptive statistics are provided in Table 3 (Section 4.2.1).

The RLMS provides purchased quantities of single food products which facilitates generating price information for the second stage. In order to obtain per-unit values, we divide each household's expenditure for each food group by its respective quantity. Any variation in unit values for aggregate product groups is due to a combination of price differences and the direct result of household choice behaviour, reflecting the nature and quality of single item purchases. To explicitly account for quality differences in the computation of price variables we employ the widely-used procedure of Cox and Wohlgenant (1986)<sup>3</sup>. Missing values for single observations were imputed by taking the respective median of the adjusted unit value for the community to which the household belongs. In few cases where the community-median was missing, we used the median unit value of the federal region.

### *3.2 Demand system estimation*

We apply a two-stage budgeting approach, assuming that the consumer's utility maximisation decision can be decomposed into two steps. First, households are assumed to allocate their total budget  $X$  into expenditure on food, food away from home, clothing, rent and utilities, recreation services, and other services. Second, households allocate their food budget  $F$  ( $F \in X$ ) to individual categories.

---

<sup>3</sup> Following Cox and Wohlgenant (1986), the deviations of each household's computed unit value from the mean unit value within the respective community are regressed on various food-quality attributes to separate actual price variation from variation induced by quality differences. As quality characteristics are usually unobserved it is a frequent practice to use household characteristics as proxy variables.

Given that the categories considered in the first stage are broad aggregates, demand parameters are estimated by the linear expenditure system (LES)<sup>4</sup>. The basic specification of the LES is shown in equation (1), where household expenditure on each category of goods  $p_i q_{iht}$  is a linear function of prices  $p$  and total budget  $X$  (Pollak and Wales 1992):

$$p_{it}q_{iht} = p_{it}a_i + b_i(X_{ht} - \sum_k p_{kt}a_k) + u_{iht} \quad . \quad (1)$$

The subscript  $i$  indicates the category ( $i=1, \dots, 6$ ),  $h$  the household and  $t$  is the time period. The  $a_i$ 's and  $b_i$ 's are parameters to be estimated. In the LES, the  $b_i$ 's, which represent the fractions of an additional ruble of total expenditure spent on each category, sum up to unity ( $\sum_i b_i = 1$ ).

Since households do not necessarily purchase goods from each category the estimation of eq. (1) is complicated by problems of censoring. Following Heien and Wessels (1990) and Park et al. (1996) we derive factors correcting for censoring prior to the demand system estimation by conducting probit regressions on whether a household buys at least one product from a category or not. This binary (probit) decision is modeled as a function of socio-demographic variables, a time trend and a dummy variable ('crisis') denoting the devaluation of the Russian Rouble in 1998.

Based on the results of the probit analyses, we derive the normal probability density function ( $\phi_{iht}$ ), the normal cumulative distribution function ( $\Phi_{iht}$ ) and the Inverse Mills Ratio *IMR*, which is the ratio of  $\phi_{iht}$  to  $\Phi_{iht}$  for consuming households and the ratio of  $\phi_{iht}$  to  $(1 - \Phi_{iht})$  for non-consuming households. The *IMR* enters the LES as a latent variable to correct for censoring (Heien and Wessels 1990). To avoid problems of heteroskedasticity, we estimate the first-stage LES in budget shares<sup>5</sup>. The final specification of the demand functions in the LES can be written as:

$$w_{iht} = a_i \frac{p_{iht}}{X_{ht}} + b_i \left(1 - \sum_k a_k \frac{p_{kht}}{X_{ht}}\right) + c_i \text{IMR}_{iht} + u_{iht} \quad . \quad (1')$$

We follow Pollak and Wales (1992) and derive elasticities based on the LES-estimates. Elasticities are evaluated at sample means.

In the second stage, households allocate their food budget  $F$  to individual food groups. In line with previous analyses of food demand in transition countries (e.g. Elsner 1999; Fan et al. 1995; Shiptsova et al. 2004), we estimate demand parameters for Russian households using an Almost Ideal Demand System (AIDS) (Deaton and Muellbauer 1980). We expand the AIDS by a vector of household demographics and socio-economic variables, a time trend and the *crisis* dummy variable. The specification of the second-stage AIDS is given in equation (2):

<sup>4</sup> The LES is especially suitable for household budget data covering a small number of periods and exhibiting little price variation (Pollak and Wales 1978). Since we use national price indices and split our sample in different time periods, these restrictions also apply to our first-stage analysis.

<sup>5</sup> We cluster observations to account for multiple observations coming from one household. We apply Huber-White estimators of variance which are robust to correlations among within-household observations (White 1980).

$$w_{iht} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \cdot \log p_{jht} + \beta_i \cdot \log(F_{ht}/P_{ht}) + \varepsilon_{iht} \quad (2)$$

with 
$$\alpha_i = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} \cdot t + \alpha_{i2} \cdot crisis_t + \sum_{k=3}^K \alpha_{ik} \cdot Z_{kht} .$$

Where  $p$  is the price of the food product group  $i$  ( $i = 1, \dots, 13$ ).  $P$  denotes the price index for total food consumption and  $Z$  is a vector of demographic and socio-economic variables ( $k = 3, \dots, K$ ). To reduce the computational complexity we use the Linear Approximated AIDS (LA/AIDS) which replaces the original translog price index  $P$  by the log-linear Stone Index  $P^*$ :

$$\log P_{ht}^* = \sum_j \bar{w}_{jt} \log p_{jht} , \quad (3)$$

where  $\bar{w}$  denotes the expenditure share at the sample mean. The parameters of the AIDS model satisfy the adding-up restriction, are homogeneous of degree zero in prices and total expenditure taken together, and satisfy the Slutsky symmetry condition. These properties of consumer demand theory are imposed as follows:

Adding-up 
$$\sum_i \alpha_{i0} = 1, \quad \sum_i \beta_i = 0, \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_i \alpha_{i1} = 0, \quad \sum_i \alpha_{i2} = 0, \quad \sum_i \alpha_{ik} = 0,$$

Homogeneity 
$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 ,$$

Symmetry 
$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} .$$

To correct for censoring of the dependent variable in the second stage, we follow Shonkwiler and Yen (1999) by conducting probit regressions for each food product. The resulting probability and cumulative distribution functions enter the final specification of the LA/AIDS:

$$w_{iht} = \left[ \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \cdot \log p_{jht} + \beta_i \cdot \log(F_{ht}/P_{ht}) \right] \times \Phi_{iht} + \zeta_i \phi_{iht} + \varepsilon_{iht} \quad (2')$$

with 
$$\alpha_i = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} \cdot t + \alpha_{i2} \cdot crisis_t + \sum_{k=3}^K \alpha_{ik} \cdot Z_{kht} .$$

The adding-up restrictions and the property of the budget shares to sum up to one require the exclusion of one budget share equation (beverages). Equation (2') is thus estimated as a system with twelve equations via non-linear seemingly unrelated regressions (*nlsur*). We check that the estimated coefficients are stable regardless which equation is dropped.

Price and expenditure elasticities are computed at sample means using the approach suggested by Green and Alston (1990). The formulae are corrected by the density functions derived in the probit-regressions prior to the second-stage LA/AIDS estimations:

Conditional expenditure elasticity 
$$\eta_i^c = 1 + \frac{\beta_i}{\bar{w}_i} \cdot \Phi_i , \quad (4)$$

Conditional (uncompensated) own- and cross-price elasticities

$$\varepsilon_{ij}^c = \Phi_i \cdot \left( \frac{\gamma_{ij} - \beta_i \bar{w}_j}{\bar{w}_i} \right) - \delta \quad . \quad (5)$$

$\delta$  denotes the Kronecker Delta and is  $\delta=1$  for  $j=i$  and  $\delta=0$  for  $j \neq i$ . We follow Edgerton (1997) in the calculation of unconditional elasticities; those are not conditional on food expenditure  $F$  but on total expenditure  $X$ , derived from first- and second-stage elasticity estimates:

Unconditional expenditure elasticity:  $\eta_i^u = \eta_F \cdot \eta_i^c \quad , \quad (6)$

Unconditional (uncompensated) own- and cross-price elasticities:

$$\varepsilon_{ij}^u = \varepsilon_{ij}^c + \eta_i^c \cdot w_j (1 + \varepsilon_F) \quad . \quad (7)$$

$\eta_F$  and  $\varepsilon_F$  are expenditure and own-price elasticity for food derived in the first-stage LES estimation.  $w_j$  is the second-stage expenditure share of food group  $j$  in total food budget  $F$ . The superscripts  $u$  and  $c$  identify unconditional and conditional elasticities, respectively.

The complete LES-LA/AIDS is estimated for three distinct time periods. We chose these periods deliberately in accordance with the transitional stages proposed by Dries et al. (2004). While the first interval from 1995-98 constitutes the years of early transition and economic turmoil, the second period from 2001-03 depicts the start of the consumer boom. The third period, 2008-10, covering the latest survey years available, represents a time of major structural changes in Russian food retailing. Using the same methodology across different sample periods allows us to estimate consistently how Russian household demand behaviour has changed over time.

### 3.3 Consumer segmentation based on cluster analysis

The majority of comparable demand system analyses that differentiate between consumer segments classifies consumers according to a single criterion such as income (e.g. Park et al. 1996; Huang and Lin 2000), region (e.g. Moro and Sckokai 2000), store type (e.g. Hoch et al. 1995; Mergenthaler et al. 2009) or the budget share of a select product group (e.g. Schröck 2012). Such classifications are based on the assumption that households belonging to separate categories behave differently and exhibit differential responses to changing prices and budgets. A more direct way to identify consumer segments according to their behaviour or the underlying attitudes and preferences is to use cluster analysis. This procedure is commonly applied in marketing sciences but has not been combined with a demand system analysis before. Honkanen and Frewer (2009) derived consumer segments for Russia based on food-choice motives and Honkanen (2010) uses food preferences as input variables for his cluster analysis. Zhang et al. (2008) clustered a sample of Chinese consumers on the basis of their food purchasing patterns. All three studies confined themselves to a descriptive analysis of these clusters, though. Our study goes one step further by establishing consumer

segments via cluster analysis and characterising them not only by socio-demographics but also by demand elasticities.

We first apply a principal component analysis of households' reported purchases of 51 food products to reduce the complexity of the items and to mitigate problems arising from zero observations in the subsequent cluster analysis. According to a Kaiser-Mayer-Olkin-criterion of 0.84, we establish the adequacy of the data sample for the purpose of a factor analysis. Values of the Measure-of-Sampling-Adequacy are larger than 0.6 and confirm that the single food purchase variables are suitable for inclusion. Based on the scree test, we chose to extract five factors to be interpreted as typical purchasing patterns in Russia (Backhaus et al. 2008). We identify distinct factor loadings which suggest that different foods form groups of goods that are often purchased in combination (e.g. fruits and vegetables; dairy and meat products; tobacco, alcohol and sweets; staple foods; non-perishables; see Table A2, Appendix).

Based on household factor scores we then conduct a cluster analysis to partition the total sample into consumer segments that differ in their purchasing behaviour. As the large number of observations (55,288) raises problems with computing power, we apply a two-step strategy for the clustering procedure (Zhang et al., 2008). First, a hierarchic cluster analysis on a randomly drawn subsample of 10 % of the total sample was expected to provide an idea of an appropriate number of clusters. Here, the Calinski/Harabasz-criterion strongly supports a five-cluster-solution. Based on this information, we applied k-means clustering to the total sample generating five clusters that amounted to 5.5 %, 16.3 %, 5.4 %, 53.2 %, and 19.7 % of the total sample, respectively. The socio-demographic characteristics of the identified consumer segments are described along with the respective demand elasticities in Section 4.2.

## **4 Results**

### *4.1 Expenditure and own-price elasticities over time*

Tables 1 and 2 present first- and second-stage estimates of expenditure elasticities and uncompensated own-price elasticities, respectively. Values of the adjusted R-squared from 0.23 to 0.88 (1<sup>st</sup> stage) and 0.05 to 0.43 (2<sup>nd</sup> stage) indicate generally satisfactory model fits. Expenditure coefficients are highly significant throughout all models as are price coefficients with just a few exceptions. Coefficients of demographic and socio-economic variables are significant to a lesser extent – especially in the second-stage demand system estimations<sup>6</sup>.

We find an expenditure elasticity for food in aggregate over the entire period of 1995-2010 of 0.95, indicating that food is a necessity for Russian consumers. Only small declines in the expenditure elasticity for food over time suggest that Russian food demand is far from satiated. Significant increases in elasticities for food away from home consumption (FAFH) point to a growing importance of eating out. Also the expenditure elasticity for recreational services increases slightly and supports the notion that Russia is becoming a service

---

<sup>6</sup> Due to space constraints we do not report any detailed estimation output. We also focus on expenditure and uncompensated own-price elasticities and do not discuss compensated price elasticities. The latter are negative without exception, however. Model outputs are available upon request.

economy. In contrast, the expenditure elasticities for rent and utilities are declining. Our results for the total period indicate that the categories of clothing, rent and utilities, and recreation are luxuries. Especially, the constantly high expenditure elasticities for clothing show that Russian consumers are ready to spend a large proportion of additional income on clothes.

**Table 1: Unconditional expenditure elasticities over time and for the entire period**

Time Period	1995-1998	2001-2003	2008-2010	Entire Period
<b>1<sup>st</sup> Stage</b>				
<i>Food</i>	0.98 ***	0.95 ***	0.93 ***	0.95 ***
<i>FAFH</i>	0.59 ***	0.92 ***	1.05 ***	0.90 ***
<i>Clothing</i>	1.19 ***	1.22 ***	1.20 ***	1.19 ***
<i>Rent</i>	1.23 ***	1.14 ***	1.01 ***	1.13 ***
<i>Recreation</i>	0.99 ***	1.05 ***	1.07 ***	1.07 ***
<i>Other Services</i>	0.99 ***	0.87 ***	1.00 ***	0.91 ***
<b>2<sup>nd</sup> Stage</b>				
<i>Bread &amp; Bakery</i>	0.04 *	0.04	0.05	0.00
<i>Cereals</i>	1.09 ***	0.84 ***	0.76 ***	0.86 ***
<i>Potatoes</i>	0.98 ***	1.14 ***	1.02 ***	1.02 ***
<i>Vegetables</i>	0.95 ***	0.97 ***	1.04 ***	0.97 ***
<i>Fruits</i>	0.93 ***	1.00 ***	0.95 ***	0.97 ***
<i>Meat</i>	1.17 ***	1.23 ***	1.15 ***	1.16 ***
<i>Milk &amp; Dairy products</i>	0.83 ***	0.84 ***	0.82 ***	0.80 ***
<i>Fat &amp; Oils</i>	0.93 ***	0.81 ***	0.86 ***	0.86 ***
<i>Sugar &amp; Confectionery</i>	1.21 ***	1.03 ***	1.03 ***	1.03 ***
<i>Tea &amp; Coffee</i>	0.88 ***	0.87 ***	0.96 ***	0.87 ***
<i>Tobacco</i>	0.87 ***	0.96 ***	0.98 ***	0.94 ***
<i>Alcohol</i>	1.02 ***	1.15 ***	1.26 ***	1.11 ***
<i>Beverages</i>	1.93 *	1.37 ***	1.10 ***	1.28 ***
<i>No. of households</i>	4,497	5,314	8,031	12,972

\* Significant at the 5 % level; \*\* Significant at the 1 % level; \*\*\* Significant at the 0.1 % level.

Source: Own estimates based on RLMS data, 1995-2010.

The results of the second-stage analysis provide a more detailed picture of changes in the composition of Russian households' food baskets under the influence of increasing incomes during the country's economic transition. Expenditure elasticities for the entire time period clearly confirm Bennett's Law. Rising incomes and food budgets do not affect the demand for bread and bakery products at all (0.00). Results for other staple foods like cereals (0.86), milk and dairy products (0.80), and fats and oils (0.86) characterise them as normal goods that grow subproportionally. In contrast, luxury and indulgence goods such as meat (1.16), alcohol (1.11) and beverages (1.28) exhibit elastic expenditure elasticities. These categories benefit overproportionally from increasing incomes and are poised to become more important in the future.

Results over time do not reveal a uniform development of expenditure elasticities for the food groups in the second stage. We observe increasing values for vegetables, tea and coffee, tobacco, and alcohol. In contrast, estimates for cereals, sugar and confectionery, as

well as beverages are decreasing. Changing elasticities point to shifts in the composition of the food basket in the course of transition. Drink and tobacco gain in importance at the expense of staple foods.

**Table 2: Unconditional, uncompensated own-price elasticities over time and for the entire period**

Time Period	1995-1998	2001-2003	2008-2010	Entire Period
<b>1<sup>st</sup> Stage</b>				
<i>Food</i>	-1.01 ***	-0.98 ***	-0.87 ***	-0.96 ***
<i>FAFH</i>	-1.04 ***	-1.01 ***	-0.85 ***	-0.98 ***
<i>Clothing</i>	-1.07 ***	-1.00 ***	-0.82 ***	-0.97 ***
<i>Rent</i>	-1.04 ***	-0.95 ***	-0.81 ***	-0.92 ***
<i>Recreation</i>	-1.05 ***	-0.99 ***	-0.84 ***	-0.96 ***
<i>Other Services</i>	-1.07 ***	-1.03 ***	-0.88 ***	-1.00 ***
<b>2<sup>nd</sup> Stage</b>				
<i>Bread &amp; Bakery</i>	-0.64 **	-0.44 ***	-0.52 ***	-0.49 **
<i>Cereals</i>	-1.85 ***	-1.36 ***	-0.95 ***	-1.27 ***
<i>Potatoes</i>	-0.91 ***	-0.91 ***	-0.86 ***	-0.87 ***
<i>Vegetables</i>	-1.11 ***	-1.13 ***	-0.97 ***	-1.05 ***
<i>Fruits</i>	-0.98 ***	-0.97 ***	-0.85 ***	-0.91 ***
<i>Meat</i>	-1.02 ***	-0.90 ***	-0.78 ***	-0.88 ***
<i>Milk &amp; Dairy products</i>	-0.98 ***	-0.98 ***	-0.93 ***	-0.97 ***
<i>Fat &amp; Oils</i>	-0.94 ***	-0.97 ***	-0.98 ***	-0.99 ***
<i>Sugar &amp; Confectionery</i>	-1.21 ***	-0.95 ***	-0.80 ***	-0.93 ***
<i>Tea &amp; Coffee</i>	-0.86 ***	-0.73 ***	-0.72 ***	-0.74 ***
<i>Tobacco</i>	-0.73 ***	-0.91 ***	-0.97 ***	-0.87 ***
<i>Alcohol</i>	-0.88 ***	-0.94 ***	-0.89 ***	-0.90 ***
<i>Beverages</i>	-1.20 *	-0.76 ***	-0.42 ***	-0.71 ***
<i>No. of households</i>	4,497	5,314	8,031	12,972

\* Significant at the 5 % level; \*\* Significant at the 1 % level; \*\*\* Significant at the 0.1 % level.

Source: Own estimates based on RLMS data, 1995-2010.

Unconditional Marshallian own-price elasticities for both estimation stages are presented in Table 2. The magnitudes of price elasticities in the first stage do not vary as strongly across categories as the expenditure elasticities, which might well reflect the low degree of variation in the national price indices used in the LES in the first stage. Regarding the entire period, all first-stage price elasticities are close to unity and the demand for food is slightly inelastic (-0.96). However, the estimates change substantially over time. While Russian households exhibit elastic responses for all first-stage categories in 1995-98 reactions to price changes become inelastic in 2008-10.

Price elasticities in the second stage are also high and vary considerably between food groups and over time. Our estimates are approximately comparable in magnitude to the price elasticities reported by Elsner (1999) and confirm Schmid (2004) in that Russian household food demand is price-sensitive. Bread and bakery products stand out showing the lowest own-price elasticity of -0.5. As bread constitutes the essential basis of most Russians' diets, its demand seems to be less affected by price compared to other food categories. Similar to Elsner (1999) and Qaim et al. (1997), we find the highest own-price elasticity for

cereal products of -1.27. This pronounced price responsiveness could reflect the category's long shelf life and Russian households' propensity to store long-life foods in larger quantities.

The magnitudes of unconditional own-price elasticities in the second stage decline over time, emulating the development in the first stage. Cereals, meat, sugar and confectionery as well as beverages reveal particularly pronounced declines. As these are the food groups with the highest absolute own-price elasticities during the 1990s, we conclude that the own-price elasticities for different food groups tend to converge over time. This result would suggest that consumers do no longer exhibit distinct demand reactions to price changes for individual food groups.

## *4.2 Results for consumer segments*

### *4.2.1 Characterisation according to socio-economic variables*

More detailed insights into the structural changes in Russian households' food demand can be obtained from the clustering analysis. We profile our five consumer segments on the basis of total household budgets, first- and second-stage budget shares, degree of urbanisation, household composition, demographic characteristics, and household endowments (Table 3). The cluster analysis results are validated by conducting a one-way ANOVA procedure and a series of Duncan's (1955) multiple range tests with adjustment for unequal sample sizes by using the harmonic mean. The results support the notion that clusters are well defined and differ from each other in terms of both demographic characteristics and the structure of (food) expenditure. By and large our household profiles echo the characterisation by Schmid (2004) discussed in Section 2.1.

Households in the first cluster are characterised by a medium total budget and relatively high food budget shares. They exhibit an above average proportion of urban residents (esp. Moscow and St. Petersburg). The average age of their household heads is the highest in the sample (50.7 years) and households in Cluster 1 exhibit a relatively low proportion of male household members. However, the main feature of this cluster is the low prevalence of home production (32 %). Consequently, households in this cluster purchase the by far largest quantities of potatoes and vegetables. We name this cluster "**Urban Non-growers**".

Households in the second cluster are the wealthiest overall and exhibit the highest labour participation rates. They devote the lowest proportion of their total budget to food and possess the largest budget shares for FAFH, clothing, and other services. On average, these households have the youngest household heads (40 years), the highest share of male household members, and the highest vehicle possession rate (40 %). Beverages, alcohol, and tobacco play a prominent role in the consumption habits of this cluster, accounting for a striking 20 % of "food" expenditure. An apt label for this household cluster is "**Aspiring Hedonists**".

Table 3: Household characteristics of the five consumer segments (means of the entire period, 1995-2010)

	Urban Non- Growers	Aspiring Hedonists	Rural Home- Producers	Restricted Majority	Quality Elite	Total Sample
Number of observations	3,021	9,026	2,982	29,403	10,865	55,288
Share in total number of observations	0.055	0.163	0.054	0.532	0.197	1.00
<hr/>						
Total budget per hh.& month <sup>1)</sup>	8,607 <sup>a</sup>	<b>10,658</b> <sup>b</sup>	7,953 <sup>c</sup>	3,864 <sup>d</sup>	<b>10,239</b> <sup>b</sup>	8,825
<b>Budget Shares</b>						
Food	0.62 <sup>a</sup>	0.50 <sup>b</sup>	<b>0.68</b> <sup>c</sup>	0.52 <sup>d</sup>	0.53 <sup>e</sup>	0.54
FAFH	0.04 <sup>a</sup>	<b>0.06</b> <sup>b</sup>	0.03 <sup>c</sup>	0.04 <sup>d</sup>	0.05 <sup>e</sup>	0.05
Clothing	0.06 <sup>a</sup>	<b>0.12</b> <sup>b</sup>	0.09 <sup>c</sup>	0.09 <sup>d</sup>	0.10 <sup>d</sup>	0.10
Rent and utilities	0.09 <sup>a</sup>	0.09 <sup>a</sup>	0.05 <sup>b</sup>	<b>0.13</b> <sup>c</sup>	0.10 <sup>d</sup>	0.11
Recreational services	0.12 <sup>a</sup>	<b>0.13</b> <sup>b</sup>	0.09 <sup>c</sup>	<b>0.13</b> <sup>b</sup>	<b>0.13</b> <sup>b</sup>	0.13
Other services	0.07 <sup>a</sup>	<b>0.10</b> <sup>b</sup>	0.06 <sup>c</sup>	0.07 <sup>b</sup>	0.09 <sup>d</sup>	0.08
<hr/>						
<b>Demographics and Assets</b>						
Age of household head	<b>50.7</b> <sup>a</sup>	40.0 <sup>b</sup>	47.9 <sup>c</sup>	49.3 <sup>d</sup>	46.8 <sup>e</sup>	47.3
Household size	2.59 <sup>a</sup>	3.17 <sup>b</sup>	<b>3.27</b> <sup>c</sup>	2.29 <sup>d</sup>	3.02 <sup>e</sup>	2.65
Hh. located in urban areas	0.89 <sup>a</sup>	0.76 <sup>b</sup>	0.57 <sup>c</sup>	0.70 <sup>d</sup>	<b>0.91</b> <sup>e</sup>	0.75
Working hh. members	0.44 <sup>a</sup>	<b>0.60</b> <sup>b</sup>	0.41 <sup>c</sup>	0.42 <sup>c</sup>	0.51 <sup>d</sup>	0.47
Hh. engaged in home production	0.32 <sup>a</sup>	0.48 <sup>b</sup>	<b>0.74</b> <sup>c</sup>	0.51 <sup>d</sup>	0.51 <sup>d</sup>	0.51
Hh. owning a car	0.23 <sup>a</sup>	<b>0.40</b> <sup>b</sup>	0.31 <sup>c</sup>	0.19 <sup>d</sup>	<b>0.40</b> <sup>b</sup>	0.28
Hh. owning a freezer	0.07 <sup>a</sup>	0.08 <sup>b</sup>	0.08 <sup>b</sup>	0.05 <sup>c</sup>	<b>0.10</b> <sup>d</sup>	0.07
Hh. owning a refrigerator	<b>0.76</b> <sup>a</sup>	0.65 <sup>b</sup>	<b>0.76</b> <sup>a</sup>	0.65 <sup>b</sup>	0.72 <sup>c</sup>	0.68
Share of						
Male hh. members	0.37 <sup>a</sup>	<b>0.49</b> <sup>b</sup>	0.43 <sup>c</sup>	0.36 <sup>d</sup>	0.42 <sup>e</sup>	0.39
Hh. members with diploma from...						
...university	0.20 <sup>a</sup>	0.14 <sup>b</sup>	0.11 <sup>c</sup>	0.14 <sup>b</sup>	<b>0.24</b> <sup>d</sup>	0.16
...technical/medical college	0.16 <sup>a</sup>	0.16 <sup>a</sup>	0.13 <sup>b</sup>	0.17 <sup>a</sup>	<b>0.19</b> <sup>c</sup>	0.17
...secondary school	0.08 <sup>a</sup>	<b>0.14</b> <sup>b</sup>	0.09 <sup>a</sup>	0.10 <sup>c</sup>	0.08 <sup>a</sup>	0.10
...vocational school	0.14 <sup>a</sup>	0.14 <sup>a</sup>	<b>0.17</b> <sup>b</sup>	0.16 <sup>c</sup>	0.11 <sup>d</sup>	0.15
...primary school	0.34 <sup>a</sup>	0.34 <sup>a</sup>	<b>0.44</b> <sup>b</sup>	0.39 <sup>c</sup>	0.30 <sup>d</sup>	0.36
<hr/>						
<b>Food Budget Shares</b>						
Bread & bakery	0.06 <sup>a</sup>	0.07 <sup>b</sup>	0.08 <sup>c</sup>	<b>0.16</b> <sup>d</sup>	0.06 <sup>b</sup>	0.12
Cereals	0.04 <sup>a</sup>	0.04 <sup>b</sup>	<b>0.17</b> <sup>c</sup>	0.06 <sup>d</sup>	0.04 <sup>b</sup>	0.06
Potatoes	<b>0.11</b> <sup>a</sup>	0.01 <sup>b,c</sup>	0.01 <sup>b</sup>	0.02 <sup>d</sup>	0.01 <sup>c</sup>	0.02
Vegetables	<b>0.16</b> <sup>a</sup>	0.02 <sup>b</sup>	0.02 <sup>b,c</sup>	0.03 <sup>d</sup>	0.03 <sup>c</sup>	0.03
Fruits	0.06 <sup>a</sup>	0.06 <sup>a</sup>	0.04 <sup>b</sup>	0.05 <sup>c</sup>	<b>0.08</b> <sup>d</sup>	0.06
Meat	0.25 <sup>a</sup>	0.30 <sup>b</sup>	0.26 <sup>c</sup>	0.26 <sup>c</sup>	<b>0.37</b> <sup>d</sup>	0.28
Milk & dairy products	0.12 <sup>a</sup>	0.11 <sup>a</sup>	0.08 <sup>b</sup>	0.13 <sup>c</sup>	<b>0.21</b> <sup>d</sup>	0.14
Fats & oils	0.06 <sup>a</sup>	0.05 <sup>b</sup>	<b>0.09</b> <sup>c</sup>	0.08 <sup>d</sup>	0.05 <sup>e</sup>	0.07
Sugar & confectionery	0.07 <sup>a</sup>	0.11 <sup>b</sup>	<b>0.16</b> <sup>c</sup>	0.10 <sup>d</sup>	0.08 <sup>e</sup>	0.10
Tea & coffee	0.02 <sup>a</sup>	<b>0.04</b> <sup>b</sup>	<b>0.04</b> <sup>b</sup>	0.03 <sup>c</sup>	0.02 <sup>a</sup>	0.03
Tobacco	0.02 <sup>a</sup>	<b>0.08</b> <sup>b</sup>	0.03 <sup>c</sup>	0.05 <sup>d</sup>	0.02 <sup>a,c</sup>	0.05
Alcohol	0.02 <sup>a</sup>	<b>0.09</b> <sup>b</sup>	0.02 <sup>a</sup>	0.03 <sup>c</sup>	0.02 <sup>d</sup>	0.04
Beverages	0.01 <sup>a</sup>	<b>0.03</b> <sup>b</sup>	0.01 <sup>c</sup>	0.01 <sup>d</sup>	0.01 <sup>e</sup>	0.01

<sup>1)</sup>The figures for the budgets section refer to the respective median for each category and cluster and are expressed in real roubles (2005 = 100); <sup>a, b, c, d, e</sup> Mean values within a line (i. e. for one variable) with unlike superscript letters indicate a significant difference among clusters (p<0.05).

Source: Own computations based on RLMS data, 1995-2010.

Households belonging to the third cluster have relatively low income levels and by far the highest budget share devoted to food among all clusters (68 %). Characterised by a low degree of urbanisation (57 %) and the highest proportion of households that grow crops

(74 %), this cluster relies more heavily on home production and home-meal cooking. Cereals, fats and oils, as well as sugar and confectionery are important inputs into subsistence-oriented activities in terms of both quantities purchased and budget share. The lowest budget shares for eating out and for rent fit into this picture, too. The households in this cluster are appropriately described as **“Rural Home-Producers”**.

The majority of households (53.2 %) fall into the fourth cluster. They face tight household budget and food budget constraints that lead to some noticeable expenditure patterns. Although they have the lowest total budget their average food budget share of 0.52 is comparable to the shares of the relatively affluent clusters *Aspiring Hedonists* and *Quality Elite* (see below) which contradicts Engel’s law. A possible explanation for this finding is that the households in the fourth cluster face binding economic constraints and thus have to spend large parts of their incomes on other necessity goods. An interpretation supported by the highest budget share for rent for households of the fourth cluster.

The remaining budget only allows these households to afford the cheapest and most essential foods. Reported food consumption figures support their tenuous financial situations, with the lowest quantities of animal proteins and the highest overall budget share for bread (16 %). Besides the smallest household size, a low share of male household members, and medium to low educational attainment, households in Cluster 4 report the fewest technical assets such as cars, freezers and refrigerators. We label this segment **“Restricted Majority”**.

Finally, the fifth cluster is comprised of relatively wealthy households which exhibit the highest level of educational attainment and of endowment in technical assets. The majority of households in this cluster live in urban areas (91 %). This group shows the highest consumption levels of milk and dairy products, meat, and fruits. A suitable name for this cluster is **“Quality Elite”**.

One concern with the clustering of households based on consumption patterns is that one household may belong to different clusters in different time period as food demand patterns change over time. However, as few households change between clusters over time, we do not regard this issue to be a threat to the explanatory power of our analysis. Since the cluster profiles show clear differences with respect to the profiling variables, the allocation of households to the clusters is not arbitrary but based on substantial underlying differences in shopping behaviour. However, it should be kept in mind that cluster analysis is a structure-exploring procedure that provides a reasonable but not definitive picture of consumption patterns.

#### 4.2.2 Price and expenditure elasticities across consumer segments

We estimate the complete LES-LA/AIDS separately for each of the five household clusters<sup>7</sup>. Table 4 reports unconditional expenditure elasticities and Table 5 presents the corresponding unconditional own-price elasticities for both model stages. Trends in price

---

<sup>7</sup> In our approach, we follow previous studies such as Smed et al. (2007) who point out that running separate regressions for different groups “instead of introducing socioeconomic variables by, for example, translation, scaling or Lewbel’s modifying functions approach” (p. 630) can be commonly found in literature, e.g. Raper et al. (2002), Park et al. (1996) and Huang and Lin (2000).

and expenditure elasticities for each cluster over time are summarised in Tables A3 and A4 in the Appendix.

Estimated demand parameters differ significantly across consumer segments, with each cluster exhibiting its own specific pattern. Our clustering approach thus successfully delivers distinct household groups as a basis to study relevant trends and differences in Russian consumer behaviour.

**Table 4: Unconditional expenditure elasticities across the five consumer clusters (1995-2010)**

	Urban Non-Growers <i>Cluster 1</i>	Aspiring Hedonists <i>Cluster 2</i>	Rural Home Producers <i>Cluster 3</i>	Restricted Majority <i>Cluster 4</i>	Quality Elite <i>Cluster 5</i>
<b>1<sup>st</sup> Stage</b>					
<i>Food</i>	0.90 ***	0.77 ***	0.91 ***	0.92 ***	0.85 ***
<i>FAFH</i>	1.24 ***	1.32 ***	0.90 ***	0.73 ***	1.29 ***
<i>Clothing</i>	1.41 ***	1.13 ***	1.25 ***	1.22 ***	1.28 ***
<i>Rent</i>	0.89 ***	1.14 ***	1.37 ***	1.19 ***	0.93 ***
<i>Recreation</i>	1.20 ***	1.36 ***	1.22 ***	1.08 ***	1.25 ***
<i>Other Services</i>	1.18 ***	1.21 ***	1.03 ***	0.95 ***	1.14 ***
<b>2<sup>nd</sup> Stage</b>					
<i>Bread &amp; Bakery</i>	0.17 *	0.25 ***	0.14 ***	0.08 ***	0.24 ***
<i>Cereals</i>	0.75 ***	0.60 ***	0.61 ***	0.84 ***	0.73 ***
<i>Potatoes</i>	1.22 ***	0.84 ***	0.84 ***	0.95 ***	0.86 ***
<i>Vegetables</i>	0.33 ***	0.98 ***	0.92 ***	0.91 ***	0.94 ***
<i>Fruits</i>	0.85 ***	0.82 ***	0.81 ***	0.98 ***	0.82 ***
<i>Meat</i>	1.09 ***	1.02 ***	1.16 ***	1.25 ***	1.07 ***
<i>Milk &amp; Dairy products</i>	0.79 ***	0.78 ***	0.77 ***	0.74 ***	0.35 ***
<i>Fat &amp; Oils</i>	0.70 ***	0.84 ***	0.63 ***	1.03 ***	0.88 ***
<i>Sugar &amp; Confectionery</i>	1.12 ***	0.73 ***	1.24 ***	1.05 ***	1.07 ***
<i>Tea &amp; Coffee</i>	0.93 ***	0.71 ***	0.46 ***	0.95 ***	1.06 ***
<i>Tobacco</i>	0.84 ***	0.47 ***	1.07 ***	0.81 ***	0.89 ***
<i>Alcohol</i>	1.26 ***	0.57 ***	0.96 ***	1.03 ***	1.13 ***
<i>Beverages</i>	1.15 ***	0.71 ***	1.97 ***	0.98 ***	0.92 ***
% of observations	5.5	16.3	5.4	53.2	19.7

\* Significant at the 5 % level; \*\* Significant at the 1 % level; \*\*\* Significant at the 0.1 % level.

Source: Own estimates based on RLMS data, 1995-2010.

*Urban Non-Growers* show quite elastic reactions of total food consumption with respect to expenditure in the first stage (0.90). Their second-stage expenditure elasticities for potatoes (1.22), sugar and confectionery (1.12), and alcohol (1.26), are among the most elastic. Since the households in this cluster exhibit rather low budget shares for the latter two luxury good categories, our results suggest that households increase their demand for sweets and alcohol in line with increasing incomes over time. Results for own-price elasticities indicate that the *Urban Non-Growers* try to keep the expenses for those categories that account for high budget shares as low as possible. Consequently, their reaction is rather elastic to price variations for cereals (-1.08), potatoes (-1.02), and fruits (-1.02). Since income elasticities tend to be generally lower for categories with high budget shares, ceteris paribus (i.e. for a given marginal budget share; see eq. 4), these price elasticities can be considered conservative.

Table 5: Unconditional, uncompensated own-price elasticities across consumer clusters (1995-2010)

	Urban Non-Growers Cluster 1	Aspiring Hedonists Cluster 2	Rural Home Producers Cluster 3	Restricted Majority Cluster 4	Quality Elite Cluster 5
<b>1<sup>st</sup> Stage</b>					
Food	-0.87 ***	-0.63 ***	-0.89 ***	-0.94 ***	-0.71 ***
FAFH	-0.93 ***	-0.42 ***	-0.88 ***	-0.98 ***	-0.57 ***
Clothing	-0.84 ***	-0.47 ***	-0.76 ***	-0.95 ***	-0.54 ***
Rent	-0.65 ***	-0.35 ***	-0.59 ***	-0.90 ***	-0.43 ***
Recreation	-0.85 ***	-0.51 ***	-0.77 ***	-0.94 ***	-0.59 ***
Other Services	-0.95 ***	-0.61 ***	-0.88 ***	-0.99 ***	-0.70 ***
<b>2<sup>nd</sup> Stage</b>					
Bread & Bakery	-0.37 ***	-0.43 ***	-0.52 ***	-0.55 ***	-0.43 ***
Cereals	-1.08 ***	-0.75 ***	-1.60 ***	-0.84 ***	-0.90 ***
Potatoes	-1.02 ***	-0.69 ***	-0.74 ***	-0.64 ***	-0.70 ***
Vegetables	-0.97 ***	-0.79 ***	-1.08 ***	-0.97 ***	-0.94 ***
Fruits	-1.02 ***	-0.90 ***	-0.79 ***	-0.93 ***	-0.84 ***
Meat	-0.87 ***	-0.80 ***	-1.01 ***	-0.90 ***	-0.81 ***
Milk & Dairy products	-0.89 ***	-0.91 ***	-0.90 ***	-0.98 ***	-0.78 ***
Fat & Oils	-0.93 ***	-0.89 ***	-1.04 ***	-1.03 ***	-0.88 ***
Sugar & Confectionery	-0.80 ***	-0.82 ***	-1.13 ***	-0.96 ***	-0.77 ***
Tea & Coffee	-0.79 ***	-0.73 ***	-0.94 ***	-0.65 ***	-0.64 ***
Tobacco	-0.89 ***	-0.84 ***	-0.78 ***	-0.72 ***	-0.69 ***
Alcohol	-0.84 ***	-0.84 ***	-0.68 ***	-0.75 ***	-0.81 ***
Beverages	-0.46 ***	-0.43 ***	-0.73 ***	-0.78 ***	-0.65 ***
% of observations	5.5	16.3	5.4	53.2	19.7

\* Significant at the 5 % level; \*\* Significant at the 1 % level; \*\*\* Significant at the 0.1 % level.

Source: Own estimates based on RLMS data, 1995-2010.

Both expenditure and price elasticities found for *Aspiring Hedonists* confirm our assessment of these households as pleasure- and status oriented. We find an expenditure elasticity of total food demand of 0.77, which is the lowest across all clusters. *Aspiring Hedonists* have strong preferences for FAFH and recreational activities, two categories with very high elasticities. Among individual foods, high expenditure elasticities for vegetables (0.98), meat (1.02), as well as milk and dairy products (0.78) indicate a pent-up demand with regards to fresh produce and animal products. Particularly interesting is the case of meat, where *Aspiring Hedonists* have the lowest expenditure elasticity across all clusters. Nonetheless, it is still in the elastic range, suggesting future growth towards satiation. Households in cluster 2 show relatively small magnitudes of expenditure elasticities for products with high budget shares, namely tobacco (0.47) and alcohol (0.57). Own-price elasticities in the first stage are very low throughout. In the second stage, *Aspiring Hedonists* seem to react more strongly to the prices of those products that characterise their lifestyle and make up a large proportion of their food expenditure like tobacco and alcohol. In contrast, their price responsiveness with respect to staple foods like bread and bakery, cereals and potatoes is particularly low.

*Rural Home Producers* show the second-highest expenditure elasticity for food at home (0.91) and the lowest elasticity for FAFH consumption (0.90) compared to all other clusters. This pattern emphasises the subsistence orientation of these households. As households in this cluster have the capacity to produce most staple foods themselves, additional income

tends to be devoted to non-food goods and services or to necessity food products that cannot be produced at home. Accordingly, meat (1.16), sugar and confectionery (1.24), and tobacco (1.07) are classified as luxury goods, whereas expenditure elasticities for staples such as bread, cereals, potatoes, and fats and oils are low. Estimates of own-price elasticities for this cluster vary considerably across food groups. *Rural Home Producers* exhibit by far the highest own-price elasticity for cereals (-1.60). Also the values for meat (-1.01), fats and oils (-1.04), as well as sugar and confectionery (-1.13) are the most elastic estimates among all clusters. These results may reflect better storage opportunities in households of this cluster or by usage for animal feed.

Budget-constrained households in the *Restricted Majority* cluster exhibit the overall highest expenditure elasticity for food (0.92). This is in line with the predictions of Engel's law suggesting a higher share of additional income to be spent on food. However, the estimate is almost equivalent to those for Clusters 1 and 3 and close to that of the wealthier Cluster 5. A plausible explanation for this outcome is the constrained financial situation of *Restricted Majority* households, where unsatisfied needs for housing or clothing consume considerable proportions of household budgets. These expenditures come at the expense of FAFH, recreation and other services for which *Restricted Majority* households show the lowest expenditure elasticities of all clusters. First-stage own-price elasticities are close to unity and are the highest across clusters.

In accordance with Engel's law households in the wealthy *Quality Elite* cluster have the second-lowest expenditure elasticity for food (0.85) and devote a disproportionately large share of additional income to FAFH, clothing, recreation, and other services. Other than food, expenditure elasticities for rent and utilities range below unity, which might be due to a growing share of home ownership.

Among the second-stage expenditure elasticities, the very low value for milk and dairy products (0.35) stands out, pointing to a largely satiated demand for dairy products. The opposite holds for meat, where the *Quality Elite* depicts the highest budget share (0.37) but still reacts elastically to changes in income (1.07). Further growth in demand is to be expected for sweets, tea and coffee, as well as alcohol. These products account for a small proportion of the food budget so far but their unconditional expenditure elasticities exceed unity. Households in the *Quality Elite* seemingly strive to catch up with other groups of society of comparable economic status, the *Aspiring Hedonists*, and expand their consumption of high-quality food and luxury goods as incomes rise.

Similar to *Aspiring Hedonists*, households in the *Quality Elite* react relatively inelastically to price increases, with an overall own-price elasticity of food demand of -0.71 in the first stage. All second-stage price-elasticities are also below unity. The most plausible explanation for this result is the relaxed budget situation of households in the fifth cluster. Consumption patterns and levels seem to consolidate at high levels and other, non-price determinants of consumption gain in importance.

The time trends in expenditure elasticities for each of the clusters mirrors the trends obtained for the total sample (see Table A3). However, disproportionately high or low differences between periods and for specific clusters are noticeable. For example, the expenditure elasticity of food decreased only slightly for the *Restricted Majority*, whereas

other consumer segments experienced more pronounced drops. Also expenditure elasticities for FAFH show significant increases for Clusters 1 and 5, while at the same time the estimate for the *Restricted Majority* remain below unity.

A very important finding from this disaggregated analysis is that the second-stage expenditure elasticities in the last period are almost all below unity except for those of the *Restricted Majority*. This implies that the elastic food expenditure reactions seen for each cluster over the entire period (Table 4) are largely driven by consumption behaviour in earlier periods. Likewise, the elastic reactions of food expenditure observed in the last period for all households (Table 1) were a result of the behaviour of the *Restricted Majority* that accounts for almost half of all observations. These differences between clusters and periods have to be kept in mind, when projecting future demand patterns based on estimates from panel data.

## 5 Discussion and conclusion

We provide a comprehensive assessment of trends and patterns of food demand in the Russian Federation with special regard to structural shifts over time and heterogeneity across consumer segments. Based on RLMS-panel data from 1995 to 2010, we estimated a two-stage LES-LA/AIDS model for the entire sample period and three distinct time periods that correspond to different stages of the transition process that Russia has undergone over the past two decades. Our study is the first to document changes in expenditure and price elasticities for Russian households based on one consistent set of data and methodological approach. A second major contribution is the combination of cluster analysis and demand system estimation to investigate differences in demand patterns across sub-populations. We identify five distinct household clusters based on their food purchases and profile them by their socio-demographic characteristics, food and non-food expenditure, and demand elasticities.

Our results underscore the fact that food still plays a major part in the budget allocation decisions of Russian households. Although non-food categories such as clothing or recreational activities have gained in importance over time, the estimated total expenditure elasticities for food at home range between 0.77 to 0.98 across consumer segments and time periods; values that can be considered high in comparison to those typically found for consumers in most industrialised countries. Previous studies reported estimates of income or total expenditure elasticities between 0.14 and 0.66 for a series of European countries (Michalek and Keyzer 1992), 0.68 for Sweden (Edgerton 1997), 0.74 for Norway (Rickertsen 1998), and 0.37 for the U.S. (Blanciforti and Green 1983).

Following Engel, we conclude that demand for food is far from satiated in Russia and future growth in expenditures is to be expected. A slight decline in the expenditure elasticity for food at home over time as well as lower values for more affluent consumer segments also confirm Engel's prediction.

The analyses for specific food items in the second stage validate Bennett's law indicating considerable shifts in the composition of Russian food baskets. High-value products such as meat products, sugar and confectionery, alcohol, and beverages can be expected to further

gain importance in consumer demand, while starchy staples such as bread and bakery, and cereals may lose ground. Such “trading-up” patterns in consumer food choices seem to be ubiquitous in almost every country experiencing economic transition and income growth (Fabiosa 2011), and Russia is no exception.

A category that has grown significantly is FAFH consumption. Stewart (2011) lists growing incomes, higher female labour participation, smaller households, and an increasing proportion of people with higher education as driving factors. These aspects raise the opportunity costs of time and, thus, lower the propensity to prepare meals at home, let alone to grow one’s own food. A second driver may be a changing motive of food consumption over time from merely functional and nutritional necessity towards pleasure- and lifestyle-oriented goals. Michalek and Keyzer (1992) and Henning and Michalek (1992) label such reorientation as “innovative consumption” that leads to increasing expenditure elasticities over time – just as we observe here for FAFH. Finally, the increasing demand for FAFH is served by a growing supply and variety of FAFH. Particularly, the FAFH consumption of wealthier urban households is very income-elastic and promises growth potential for restaurants, fast- and convenience-food outlets, and canteens.

Establishing consumer segments by means of cluster analysis provides revealing insights and offers clear added benefits compared to standard segmentation by income or degree of urbanisation. Both *Urban Non-Growers* and the *Quality Elite* reveal high shares of urbanisation but differ substantially in consumption patterns and shopping behaviour. In this case, household size, access to a garden plot, and car ownership are variables of critical importance. The comparison of *Aspiring Hedonists* and the *Quality Elite* is a second example. Both clusters show similar demand behaviour in the first stage that is most likely determined by their relative affluence. Differences in the second stage, especially for indulgence goods such as sweets, alcohol, or tobacco, reflect the conditioning variables like the share of males in the households, age of the household head, or household members’ education.

The development of the clusters’ shares in the total population over time allows some interesting conclusions (see Tables A3 and A4, last line). First, the clusters of *Urban Non-Growers* and *Rural Home Producers* are shrinking. Both segments are characterised by their level of home production; low for the former and high for the latter. Hence, their decline suggests that food purchasing patterns will be less and less affected by home production in the future. The diminishing role of home production may be driven by an improved provision of a variety of foods compared to the Soviet era or the early years of transition. When food shortages no longer pose a serious threat to households, growing one’s own food loses importance for diet diversity.

Second, the cluster *Restricted Majority* accounts for almost half of the sample and even grew slightly. Low budget shares for food and high expenditure elasticities indicate considerable potential of rising demand for food within this consumer segment. The prospect of increasing wealth for these households can be expected to form a solid basis for future growth in demand for processed foods, imports, and modern retailing. Third, the two most affluent clusters of *Aspiring Hedonists* and *Quality Elite* have been growing fast and will gain in population share. Results indicate that these consumer groups will push the supply for food away from home, indulgence goods, and convenience options.

In order to relate our elasticity estimates for Russia to literature on other emerging economies, we draw on a comprehensive compilation of Abler (2010) who surveyed demand studies for Brazil, India, Indonesia, China, and Russia. A first striking issue is that only a small fraction of the reviewed studies reports income or total expenditure elasticities for the entire food aggregate. Many studies are restricted to the level of conditional elasticities for individual food groups that only allow for conclusions about shifts within the food budget. The lack of estimates for broad categories of goods and services underscores the contribution of the present analysis.

One of the few exceptions is the study by Fan et al (1995) who report an expenditure elasticity for food in China of 0.7. This compares quite well to our findings, especially to the values for the more affluent clusters. Also for China, Gale and Huang (2007) report an expenditure elasticity for FAFH of 1.2 which is close to our estimate for the last period. Mergenthaler et al. (2009) analysed food demand in the context of the transformation of the Vietnamese food system. The authors find particularly high income elasticities (around or larger than 2) for products from modern supermarkets and for non-traditional imports.

Comparing elasticities for individual food groups is difficult, since the estimates show considerable variations across studies for the same or similar products (Abler 2010). Comparisons of demand studies are further complicated by differences in data sources, methodologies, or regional and cultural peculiarities of select study areas. Therefore, we concentrate on major trends identified by Abler (2010) for other BRIIC countries. These main findings are a) decreasing expenditure elasticities over time (except for meat), b) lower expenditure elasticities for urban households, c) high expenditure elasticities for meat and low elasticities for staple cereal foods. Our results largely confirm these broad trends. However, the analysis presented here reveals that different consumer segments do not adjust their consumption behaviour in the same manner and/or the same speed. Disaggregated analyses based on uniform, timely and comparable sampling and study designs could provide essential improvements for further research. In addition, substantial focus should be on FAFH and processed foods.

Some policy implications arise from our analysis. Results indicate that Russian diets develop in ways that largely follow the modern and unhealthy diets of many western countries, characterised by consumption of large quantities of meat, sweets, and alcohol, as well as increasing FAFH (including fast food) consumption. Given that energy-rich, fatty foods and spirits have traditionally played an important role in Russia, these emerging trends should raise the awareness of Russian public health and nutritional experts and policy makers alike. From a trade perspective, we should expect to see further growth in Russian imports of meat. Being already a significant net importer of meat<sup>8</sup>, this development may – in combination with rising demand in other BRIC countries – further increase the pressure and competition on world markets.

---

<sup>8</sup> In 2011, the Russian Federation was the second largest importer by value of pork, the third largest importer of beef and also a major importer of poultry. The main supplier countries were Brazil, the USA and the EU (FAOSTAT 2014).

## References

- Abler, D. *Demand Growth in Developing Countries*. OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers No. 29. (Paris: OECD Publishing, 2010).
- Backhaus, K., Erichson, B., Plinke, W. and Weiber, R. *Multivariate Analysemethoden: Eine anwenderorientierte Einführung*. (Berlin: Springer, 2008).
- Belaya, V. and Hanf, J.H. 'Influence of Foreign Direct Investment on Supply Chain Management in Russia', in: Stjepan Tanic (Ed.): *Agribusiness and Agro-Industries Development in Central and Eastern Europe*, (19th Annual World Forum & Symposium, Budapest, June 20-21, 2009), (2010) pp. 117-139.
- Bennett, M.K. 'International Contrasts in Food Consumption', *Geographical Review*, Vol. 31, (1941) pp. 365-376.
- Blanciforti, L. and Green, R. 'An Almost Ideal Demand System Incorporating Habits: An Analysis of Expenditures on Food and Aggregate Commodity Groups', *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, (1983) pp. 511-515.
- Brosig, S. *A Model of Household Type Specific Food Demand Behaviour in Hungary*. Discussion Paper No. 30 (Halle: IAMO, 2000).
- Brosig, S. and Ratering, T. 'Shifts in Food Demand of Czech Households during Transition', in: European Association of Agricultural Economists (Ed.): *European Agriculture Facing the 21st Century in a Global Context*, Warsaw, (1999) pp. 314-332.
- Caskie, P. 'Back to Basics: Household Food Production in Russia', *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 51, (2000) pp. 196-209.
- Cox, T.M. and Wohlgenant, M.K. 'Prices and Quality Effects in Cross-Sectional Demand Analysis', *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 68, (1986) pp. 908-919.
- Deaton, A. and Muellbauer, J. 'An Almost Ideal Demand System', *American Economic Review*, Vol. 70, (1980) pp. 312-326.
- Dries, L., Reardon, T. and Swinnen, J. 'The Rapid Rise of Supermarkets in Central and Eastern Europe: Implications for the Agrifood Sector and Rural Development', *Development Policy Review*, Vol. 22, (2004) pp. 525-556.
- Duncan, D.B. 'Multiple Range and Multiple F tests', *Biometrics*, Vol. 11 (1955), pp. 1-42.
- Edgerton, D.L. 'Weak Separability and the Estimation of Elasticities in Multistage Demand', *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 79, (1997) pp. 62-79.
- Elsner, K. *Analysing Russian Food Expenditure Using Micro-Data*. Discussion Paper No. 23 (Halle: IAMO, 1999).
- Fabiosa, J.F. 'Globalization and Trends in World Food Consumption', in: Lusk, J.L, Roosen, J., Shogren, J.F. (Eds.): *The Economics of Food Consumption and Policy*. (New York: Oxford University Press, 2011) pp. 591-611).
- Fan, S., Wailes, E.J. and Cramer, G.L. 'Household Demand in Rural China: A Two-Stage LES-AIDS Model', *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 77, (1995) pp. 54-62.
- FAOSTAT *Food and Agriculture Organization Corporate Statistical Database: Agricultural trade domain. Information on import quantities and values by commodity*. Available at <http://faostat.fao.org/site/342/default.aspx>. (Accessed January 2014)

- Frohberg, K. and Winter, E. 'Functional Forms in Complete Demand Systems – Do They Matter for Policy Analysis?', in: Brosig, S. Hartmann, M. (Eds.): *Analysis of Food Consumption in Central and Eastern Europe: Relevance and Empirical Methods. Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe*, Vol. 13. (Kiel: Vauk, 2001 pp. 120-141).
- Gale, F. and Huang, K. *Demand for Food Quantity and Quality in China*. Economic Research Report No. 32 (Washington, D.C.: USDA, 2007)
- Goodwin, H.R., Holcomb, R.B. and Shiptsova, R. 'An Evaluation of East Russian Household Expenditures for Non-Dairy Animal Protein Sources', *Journal of Food Distribution Research*, Vol. 34, (2003) pp. 11-20.
- Goskomstat. *Central statistical data base*. Available at <http://cbsd.gks.ru/>. (Accessed December 2013)
- Green, R. and Alston, J. 'Elasticities in AIDS Models', *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 72, (1990) pp. 442-445.
- Heien, D. and Wessels, C. 'Demand System Estimation with Microdata: A Censored Regression Approach', *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 8, (1990), pp. 365-371.
- Henning, C.H.C.A. and Michalek, J. 'Innovatives Konsumentenverhalten für Nahrungsmittel? Ableitung und Schätzung eines auf Nahrungsmittel fokussierten kompletten Nachfragesystems unter Berücksichtigung von zeitlichen Präferenzänderungen' (in German). *German Journal of Agricultural Economics (Agrarwirtschaft)*, Vol. 42, (1992) pp. 330-342.
- Hoch, S.J., Kim, B., Montgomery, A.L. and Rossi, P.E. 'Determinants of Store-Level Price Elasticity', *Journal of Marketing Research*, Vol. 32, (1995) pp. 17-29.
- Honkanen, P. 'Food Preference Based Segments in Russia', *Food Quality and Preference*, Vol. 21, (2010) pp. 65-74.
- Honkanen, P. and Frewer, L. 'Russian Consumers' Motives for Food Choice', *Appetite*, Vol. 52, (2009) pp. 363-371.
- Hossain, F., Jensen, H.H. and Snuka, R. 'Food Demand Pattern in Latvia: Evidence from Household Budget Survey', in: Brosig, S. Hartmann, M. (Eds.): *Analysis of Food Consumption in Central and Eastern Europe: Relevance and Empirical Methods. Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe*, Vol. 13. (Kiel: Vauk, 2001 pp. 142-156).
- Huang, K. and Lin, B. *Estimation of Food Demand and Nutrient Elasticities from Household Survey Data*. Technical Bulletin No. 1887 (Washington, D.C.: USDA, 2000).
- Liefert, W., Liefert, O. and Shane, M. *Russia's Growing Agricultural Imports. Causes and Outlook*. WRS-09-04 (Washington, D.C.: USDA, 2009).
- Mergenthaler, M., Weinberger, K. and Qaim, M. 'The Food System Transformation in Developing Countries: A Disaggregate Analysis for Fruits and Vegetables in Vietnam', *Food Policy*, Vol. 34, (2009) pp. 426-436.

- Michalek, J. and Keyzer, M.A. 'Estimation of a Two-Stage LES-AIDS Consumer Demand System for Eight EC Countries', *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 19, (1992) pp. 137-163.
- Moro, D. and Sckokai, P. 'Heterogeneous Preferences in Household Food Consumption in Italy', *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 27, (2000) pp. 305-323.
- Notten, G. and de Crombrugghe, D. 'Consumption Smoothing in Russia', *Economics of Transition*, Vol. 20, (2012) pp. 481-519.
- OECD. *Russia. Agricultural Policies in Emerging Economies 2009: Monitoring and Evaluation*. (OECD Publishing, 2009). Available at: [http://dx.doi.org/10.1787/agr\\_emerging-2009-8-en](http://dx.doi.org/10.1787/agr_emerging-2009-8-en).
- Park, J., Holcomb, R., Raper, K., Capps, Jr., O. 'A Demand System Analysis of Food Commodities by U.S. Households Segmented by Income', *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 78, (1996) pp. 290-300.
- Pollak, R.A. and Wales, T.J. 'Estimation of Complete Demand Systems from Household Budget Data: The Linear and Quadratic Expenditure Systems', *American Economic Review*, Vol. 68, (1978) pp. 348-59.
- Pollak, R.A. and Wales, T.J. *Demand System Specification and Estimation*. (New York, Oxford: Oxford University Press, 1992).
- Qaim, M., von Braun, J. and tho Seeth, H. *Food Consumption in Russia: Econometric Analyses with Household Data*. Discussion Papers Series Food Economy and Food Policy: The Russian Food Economy in Transition, No. 8. (Kiel: Christian-Albrechts-University, 1997).
- Raper, K.C., Wanzala, M.G. and Nayga Jr., R.M. 'Food expenditures and household demographic composition in the US: a demand systems approach', *Applied Economics*, Vol. 34, (2002) pp. 981-992.
- Rickertsen, K. 'The Demand for Food and Beverages in Norway', *Agricultural Economics*, Vol. 18, (1998) pp.89-100.
- Schmid, S. *Der Russische Konsument. Lebensumwelt, Konsumentenverhalten und Markenwahrnehmung*. (Münster: OWC - Verlag für Außenwirtschaft, 2004).
- Schröck, R. 'The Organic Milk Market in Germany is Maturing: A Demand System Analysis of Organic and Conventional Fresh Milk Segmented by Consumer Groups', *Agribusiness*, Vol. 28, (2012) pp. 274-292.
- Sheng, M. *Consumption Analysis for Russia: A Linear Expenditure System*. Discussion Papers Series Food Economy and Food Policy: The Russian Food Economy in Transition, No. 12. (Kiel: Christian-Albrechts-University, 1997).
- Shiptsova, R., Goodwin, H.R. and Holcomb, R.B. 'Household Expenditure Patterns for Carbohydrate Sources in Russia', *Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 29, (2004) pp. 296-307.
- Shonkwiler, J.S. and Yen, S.T. 'Two-step Estimation of a Censored System of Equations', *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 81, (1999) pp. 972-982.
- Smed, S., Jensen, J.D. and Denver, S. 'Socio-economic characteristics and the effect of taxation as a health policy instrument', *Food Policy*, Vol. 32, (2007) pp. 624-639.

- Staudigel, M. 'How do Obese People Afford to be Obese? Consumption Strategies of Russian Households', *Agricultural Economics*, Vol. 43, (2012) pp. 701-714.
- Stewart, H. 'Food Away From Home', in: Lusk, J.L, Roosen, J., Shogren, J.F. (Eds.): *The Economics of Food Consumption and Policy*. (New York: Oxford University Press, 2011 pp. 647-666).
- Stillman, S. and Thomas, D. 'Nutritional Status during an Economic Crisis: Evidence from Russia', *The Economic Journal*, Vol. 118, (2008) pp. 1385-1417.
- Turk, J. and Erjavec, E. 'Ascertaining Changes in Food Consumption Habits During Transition: The Case of Slovenia', in: Brosig, S. Hartmann, M. (Eds.): *Analysis of Food Consumption in Central and Eastern Europe: Relevance and Empirical Methods. Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe*, Vol. 13. (Kiel: Vauk, 2001 pp. 192-207).
- USDA. *Russian Federation - Retail Foods. Russian Retail Market Continues Expansion*. GAIN Report Number: RSATO1110 (Washington, D.C.: USDA, 2011).
- van Berkum, S., Roza, P. and Belt, J. *Long-term Perspectives for the Russian Agri-food Sector and Market Opportunities for the Dutch Agribusiness*. Report 5.07.03 (The Hague: LEI, 2007).
- von Braun, J., Qaim, M. and tho Seeth, H. 'Poverty, Subsistence Production, and Consumption of Food in Russia: Policy Implications', in: Wehrheim, P., Serova, E., Frohberg, K., von Braun, J., (Eds.): *Russia's Agro-food Sector: Towards Truly Functioning Markets*. (Boston: Kluwer Academic Publishers, 2000 pp. 301-321).
- White, H. 'A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity', *Econometrica*, Vol. 48, (1980) pp. 817-838.
- Worldbank (a). *GINI index*. Available at <http://data.worldbank.org/indicator/SI.POV.GINI>. (Accessed July 2013).
- Worldbank (b). *GDP growth (annual %)*. Available at <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG>. (Accessed January 2013).
- Zhang, X., Dagevos, H., He, Y., van der Lans, I. and Zhai, F. 'Consumption and Corpulence in China. A Consumer Segmentation Study Based on the Food Perspective', *Food Policy*, Vol. 33, (2008) pp. 37-47.

## Appendix

Tables A1-A4 are also provided online on the Journal's website.

**Table A1: Allocation of single food items to food groups for the demand analysis.**

<b>Food Group</b>	<b>Included products</b>	<b>Unit</b>
<b>Bread</b>	Bread, black & white	kg
<b>Cereals</b>	Groats, Flour, Pasta	kg
<b>Potatoes</b>	Potatoes	kg
<b>Vegetables</b>	Canned Vegetables, Cabbage, Cucumbers, Tomatoes, Beets/Carrots, Onions/Garlic, Squash, Other Vegetables	kg
<b>Fruits</b>	Melons, Canned Fruits, Berries, Fresh Fruits, Dried Fruits, Nuts	kg
<b>Meat</b>	Canned Meat, Beef, Lamb, Pork, Organ Meat, Poultry, Smoked Meat, Meat Products, Fish, Canned Fish	kg
<b>Milk &amp; Dairy products</b>	Milk, Canned Milk, Kefir, Cream, Curd, Cheese, Ice cream, Eggs	l, kg
<b>Fat &amp; Oils</b>	Vegetable Oil, Margarine, Butter, Lard	l, kg
<b>Sugar &amp; Confectionery</b>	Sugar, Confectionery, Jam, Honey, Cakes	kg, l (Honey)
<b>Tea &amp; Coffee</b>	Coffee, Tea	kg
<b>Tobacco</b>	Tobacco	Packages
<b>Alcohol</b>	Vodka, Liquor, Beer	l
<b>Beverages</b>	Beverages	l

Source: Own compilation.

**Table A2: Rotated Matrix of Components with factor loadings of the five-factor-solution**

	Component				
	<i>Dairy products &amp; Meat</i>	<i>Alcohol, Tobacco &amp; Sweets</i>	<i>Staple Foods</i>	<i>Vegetables &amp; Fruits</i>	<i>Non-perishables</i>
Curd	<b>.580</b>	-.084	-.092	.123	.068
Cream	<b>.563</b>	.003	.010	.021	.115
Milk	<b>.516</b>	-.011	.101	-.040	-.146
Cheese	<b>.488</b>	.198	-.026	.086	.120
Kefir	<b>.481</b>	.161	-.168	.095	-.023
Fruit	.455	.260	-.088	.142	.255
Eggs	<b>.453</b>	.069	.199	.159	-.076
Poultry	<b>.373</b>	.166	.047	.152	-.023
Beef	.351	-.111	.229	.011	.186
Fish	<b>.295</b>	.141	.147	.082	.023
Pork	<b>.259</b>	.032	.170	-.056	.044
Organ Meat	.196	.048	.098	.150	-.177
Beverages	.139	<b>.538</b>	-.128	.034	.160
Beer	.028	<b>.510</b>	-.026	.023	-.134
Tobacco	-.022	<b>.480</b>	.243	-.017	-.229
Cake	.293	<b>.456</b>	.028	-.095	.033
Smoked Meat	.415	.436	.090	-.020	-.004
Meat Products	.144	.362	-.044	.111	-.222
Candy	.216	<b>.330</b>	.115	-.139	.282
Ice cream	.031	<b>.318</b>	.059	-.038	.213
Vodka	-.057	<b>.297</b>	.150	.013	.062
Liquor	.027	<b>.279</b>	-.052	.058	.228
Coffee	.147	<b>.260</b>	.080	.037	.122
Canned Fish	.005	.223	.131	.055	.101
Pasta	.054	.138	<b>.496</b>	.028	-.138
Vegetable Oil	.078	.026	<b>.483</b>	.124	.009
White Bread	.030	.151	<b>.422</b>	-.117	.027
Groats	.131	.017	<b>.419</b>	.083	-.050
Sugar	-.032	-.048	<b>.414</b>	.019	.144
Tea	.047	.208	<b>.392</b>	-.001	.085
Flour	-.024	-.153	<b>.333</b>	-.009	.240
Canned meat	.000	.156	.175	.097	.007
Tomatoes	.052	.124	-.038	<b>.546</b>	.032
Root vegetables	.090	-.053	.066	<b>.519</b>	.031
Potatoes	-.011	-.020	.077	<b>.472</b>	-.081
Cucumbers	.063	.168	-.114	<b>.418</b>	.163
Onion & Garlic	-.027	-.026	.177	<b>.378</b>	.056
Cabbage	.070	-.070	.106	<b>.374</b>	-.022
Other Vegetables	.037	.067	-.031	<b>.318</b>	.050
Squash	.025	-.042	-.004	<b>.255</b>	.072
Berries	.102	.066	-.062	.191	.039
Melons	.128	.037	.081	.186	-.147
Black Bread	.161	-.008	.225	.009	<b>-.316</b>
Canned Milk	.058	.059	.110	.046	<b>.304</b>
Canned Fruit	.004	.083	.000	.042	<b>.274</b>
Dried Fruit	.151	-.043	-.031	.025	<b>.272</b>
Jam	.000	.026	.024	.006	<b>.265</b>
Canned Vegetables	-.004	.100	-.018	.113	<b>.246</b>
Mutton	.011	-.047	.105	-.008	<b>.238</b>
Nuts	.118	.133	.035	.085	.197
Honey	.101	-.051	.096	.079	.109

Principal Component Analysis, Varimax rotation with Kaiser Normalization

Source: Own computations based on RLMS data, 1994-2010.

Table A3: Unconditional Expenditure Elasticities for Clusters Over Time

Time Period	Urban Non-Growers Cluster 1			Aspiring Hedonists Cluster 2			Rural Home Producers Cluster 3			Restricted Majority Cluster 4			Quality Elite Cluster 5		
	1995-98	2001-03	2008-10	1995-98	2001-03	2008-10	1995-98	2001-03	2008-10	1995-98	2001-03	2008-10	1995-98	2001-03	2008-10
<b>1st Stage</b>															
Food	0.97 ***	0.78 ***	0.73 ***	0.83 ***	0.69 ***	0.66 ***	0.97 ***	0.78 ***	0.69 ***	0.96 ***	0.92 ***	0.89 ***	0.88 ***	0.71 ***	0.63 ***
FAFH	0.78 ***	1.43 ***	1.71 **	1.12 ***	1.38 ***	1.41 ***	0.90 ***	1.21 ***	1.37 ***	0.48 ***	0.80 ***	0.94 ***	0.72 ***	1.53 ***	1.69 ***
Clothing	1.27 ***	1.69 ***	1.57 **	1.37 ***	1.26 ***	1.21 ***	1.17 ***	1.56 ***	1.51 ***	1.19 ***	1.27 ***	1.23 ***	1.42 ***	1.53 ***	1.45 ***
Rent	0.98 ***	0.93 ***	0.69 **	1.17 ***	1.24 ***	1.05 ***	1.34 ***	1.26 ***	1.06 ***	1.33 ***	1.21 ***	1.05 ***	1.07 ***	0.95 ***	0.70 ***
Recreation	1.13 ***	1.38 ***	1.40 **	1.27 ***	1.41 ***	1.44 ***	1.09 ***	1.40 ***	1.42 ***	0.97 ***	1.07 ***	1.09 ***	1.21 ***	1.39 ***	1.46 ***
Other Services	1.03 ***	1.49 ***	1.67 **	1.36 ***	1.31 ***	1.41 ***	0.88 ***	1.45 ***	1.77 ***	1.06 ***	0.89 ***	1.08 ***	1.38 ***	1.37 ***	1.66 ***
<b>2nd Stage</b>															
Bread & Bak.	0.36 ***	0.19 ***	0.37 ***	0.22 ***	0.22 ***	0.22 ***	0.23 ***	0.02 ***	0.29 ***	0.29 ***	0.15 ***	0.05 ***	0.19 ***	0.21 ***	0.26 ***
Cereals	1.07 ***	0.61 ***	0.72 ***	0.79 ***	0.48 ***	0.49 ***	0.76 ***	0.56 ***	0.37 ***	1.15 ***	0.91 ***	0.82 ***	0.84 ***	0.58 ***	0.55 ***
Potatoes	1.03 ***	1.18 ***	0.89 ***	1.05 ***	0.87 ***	0.74 ***	1.03 ***	1.08 *	0.77 ***	1.01 ***	0.93 ***	1.02 ***	1.10 ***	0.87 ***	0.76 ***
Vegetables	0.44 ***	0.36 ***	0.47 ***	1.11 ***	0.85 ***	0.92 ***	1.04 ***	0.60 ***	0.77 ***	0.94 ***	0.92 ***	0.93 ***	0.87 ***	0.77 ***	0.75 ***
Fruits	1.11 ***	0.85 ***	0.40 ***	0.89 ***	0.83 ***	0.76 ***	0.88 ***	0.87 ***	0.53 ***	1.08 ***	1.04 ***	0.95 ***	0.88 ***	0.74 ***	0.56 ***
Meat	1.29 ***	1.00 ***	0.84 ***	1.09 ***	0.96 ***	0.87 ***	1.27 ***	0.98 ***	0.98 ***	1.38 ***	1.31 ***	1.19 ***	1.19 ***	0.97 ***	0.75 ***
Milk & Dairy	1.05 ***	0.67 ***	0.62 ***	0.84 ***	0.71 ***	0.67 ***	0.87 ***	0.80 ***	0.63 ***	0.85 ***	0.83 ***	0.70 ***	0.39 ***	0.25 ***	0.31 ***
Fat & Oils	0.91 ***	0.59 ***	0.61 ***	1.13 ***	0.65 ***	0.77 ***	0.61 ***	0.51 ***	0.30 ***	1.26 ***	1.05 ***	0.94 ***	1.01 ***	0.68 ***	0.70 ***
Sugar & Conf.	1.47 ***	0.86 ***	0.96 ***	0.79 ***	0.71 ***	0.58 ***	1.27 ***	1.21 ***	0.73 ***	1.30 ***	1.07 ***	1.04 ***	1.08 ***	0.92 ***	0.84 ***
Tea & Coffee	1.55 ***	0.77 ***	0.98 ***	0.94 ***	0.66 ***	0.58 ***	0.70 ***	0.63 ***	0.46 ***	1.10 ***	1.05 ***	0.99 ***	1.05 ***	0.94 ***	0.87 ***
Tobacco	1.05 ***	0.80 ***	0.86 ***	0.39 ***	0.40 ***	0.42 ***	1.28 ***	1.27 **	0.70 ***	0.88 ***	0.99 ***	0.78 ***	1.19 ***	0.80 ***	0.76 ***
Alcohol	1.17 ***	0.92 ***	0.95 ***	0.62 ***	0.53 ***	0.63 ***	1.33 ***	0.95 ***	0.18 ***	1.20 ***	1.09 ***	1.11 ***	1.33 ***	1.11 ***	1.00 ***
Beverages	0.27 (*)	0.46	0.54 **	0.32	0.37 ***	0.33 (*)	0.45 **	-0.08	1.37	-0.27	0.37 ***	0.55 ***	0.04	0.19 ***	0.22 ***
No. of hh.	493	734	451	625	1434	2143	907	555	497	3269	3571	4726	1227	1464	2690
% of hh. in that period	7.6	9.5	4.3	9.6	18.5	20.4	13.9	7.2	4.7	50.1	46.0	45.0	18.8	18.9	25.6

\* Significant at the 5 % level; \*\* Significant at the 1 % level; \*\*\* Significant at the 0.1 % level.

Source: Own estimates based on RLMS data, 1995-2010.

Table A4: Unconditional Own-Price Elasticities for Clusters Over Time

Time Period	Urban Non-Growers <i>Cluster 1</i>			Aspiring Hedonists <i>Cluster 2</i>			Rural Home Producers <i>Cluster 3</i>			Restricted Majority <i>Cluster 4</i>			Quality Elite <i>Cluster 5</i>		
	1995-98	2001-03	2008-10	1995-98	2001-03	2008-10	1995-98	2001-03	2008-10	1995-98	2001-03	2008-10	1995-98	2001-03	2008-10
<b>1st Stage</b>															
<i>Food</i>	-1.10 ***	-0.82 ***	-1.04 ***	-1.09 ***	-0.70 ***	-0.53 ***	-1.01 ***	-0.85 ***	-0.52 **	-1.03 ***	-0.96 ***	-0.79 ***	-1.06 ***	-0.77 ***	-0.63 ***
<i>FAFH</i>	-1.33 ***	-0.99 ***	-1.91 **	-1.55 ***	-0.73 ***	-0.33 (*)	-1.13 ***	-1.12 ***	-0.32	-1.06 ***	-1.02 ***	-0.77 ***	-1.30 ***	-0.96 ***	-0.75 **
<i>Clothing</i>	-1.51 ***	-0.87 ***	-1.69 **	-1.59 ***	-0.73 ***	-0.38 *	-1.10 ***	-0.98 ***	-0.18	-1.14 ***	-1.01 ***	-0.69 ***	-1.48 ***	-0.87 ***	-0.66 ***
<i>Rent</i>	-1.15 ***	-0.65 ***	-1.00 **	-1.38 ***	-0.57 ***	-0.36 *	-1.06 ***	-0.76 ***	-0.23	-1.11 ***	-0.95 ***	-0.72 ***	-1.14 ***	-0.65 ***	-0.53 ***
<i>Recreation</i>	-1.42 ***	-0.89 ***	-1.54 **	-1.56 ***	-0.79 ***	-0.46 **	-1.10 ***	-0.99 ***	-0.26	-1.09 ***	-0.99 ***	-0.73 ***	-1.37 ***	-0.91 ***	-0.76 ***
<i>Other Services</i>	-1.47 ***	-1.08 ***	-1.87 **	-1.78 ***	-0.88 ***	-0.53 **	-1.14 ***	-1.19 ***	-0.22	-1.14 ***	-1.05 ***	-0.76 ***	-1.61 ***	-1.08 ***	-0.91 ***
<b>2nd Stage</b>															
<i>Bread &amp; Bak.</i>	-0.50 ***	-0.32 ***	-0.52 ***	-0.42 ***	-0.37 ***	-0.49 ***	-0.56 ***	-0.51 ***	-0.61 ***	-0.67 ***	-0.53 ***	-0.58 ***	-0.47 ***	-0.40 ***	-0.53 ***
<i>Cereals</i>	-1.72 ***	-1.05 ***	-0.79 ***	-0.69 ***	-0.81 ***	-0.79 ***	-1.74 ***	-1.64 ***	-1.36 ***	-0.97 ***	-0.82 ***	-0.86 ***	-0.99 ***	-0.96 ***	-0.88 ***
<i>Potatoes</i>	-0.99 ***	-1.06 ***	-1.12 ***	-0.34 ***	-1.05 ***	-0.72 ***	-0.74 ***	-0.91 *	-1.20 ***	-0.39 ***	-0.88 ***	-0.67 ***	-0.98 ***	-0.72 ***	-0.80 ***
<i>Vegetables</i>	-0.96 ***	-0.98 ***	-0.94 ***	-0.75 ***	-0.87 ***	-0.76 ***	-1.13 ***	-1.26 ***	-0.98 ***	-0.96 ***	-1.02 ***	-0.97 ***	-1.03 ***	-1.08 ***	-0.88 ***
<i>Fruits</i>	-1.03 ***	-1.08 ***	-0.91 ***	-0.92 ***	-0.93 ***	-0.83 ***	-0.86 ***	-0.93 ***	-0.63 ***	-0.91 ***	-0.93 ***	-0.90 ***	-0.82 ***	-0.96 ***	-0.73 ***
<i>Meat</i>	-1.17 ***	-0.80 ***	-0.84 ***	-1.01 ***	-0.84 ***	-0.71 ***	-1.00 ***	-0.94 ***	-0.64 ***	-1.01 ***	-0.95 ***	-0.81 ***	-1.13 ***	-0.89 ***	-0.66 ***
<i>Milk &amp; Dairy</i>	-0.87 ***	-0.86 ***	-0.87 ***	-0.96 ***	-0.92 ***	-0.88 ***	-0.92 ***	-0.87 ***	-0.87 ***	-1.04 ***	-1.01 ***	-0.92 ***	-0.84 ***	-0.79 ***	-0.72 ***
<i>Fat &amp; Oils</i>	-1.00 ***	-0.90 ***	-0.93 ***	-0.80 ***	-0.85 ***	-0.96 ***	-0.99 ***	-0.96 ***	-0.99 ***	-1.01 ***	-1.05 ***	-1.01 ***	-0.87 ***	-0.90 ***	-0.94 ***
<i>Sugar &amp; Conf.</i>	-1.08 ***	-0.87 ***	-0.69 ***	-0.97 ***	-0.83 ***	-0.79 ***	-1.09 ***	-1.11 ***	-0.72 ***	-1.14 ***	-1.04 ***	-0.82 ***	-1.07 ***	-0.69 ***	-0.72 ***
<i>Tea &amp; Coffee</i>	-0.81 ***	-0.84 ***	-0.69 ***	-0.77 ***	-0.75 ***	-0.72 ***	-0.87 ***	-0.84 ***	-0.82 ***	-0.73 ***	-0.58 ***	-0.59 ***	-0.65 ***	-0.65 ***	-0.64 ***
<i>Tobacco</i>	-1.37 ***	-0.64 ***	-0.99 ***	-0.91 ***	-0.94 ***	-0.81 ***	-0.77 ***	-0.60 **	-0.92 ***	-0.79 ***	-0.67 ***	-1.19 ***	-0.54 ***	-0.66 ***	-0.74 ***
<i>Alcohol</i>	-1.06 ***	-0.89 ***	-0.89 ***	-0.80 ***	-0.87 ***	-0.86 ***	-0.59 ***	-0.75 ***	-0.38	-0.85 ***	-0.80 ***	-0.75 ***	-0.70 ***	-0.82 ***	-0.78 ***
<i>Beverages</i>	-1.00 (*)	-0.34	-0.89 **	-0.14	-0.40	-0.16 (*)	-0.47 **	-0.57	-0.25	-1.02 ***	-0.74 ***	-0.50 ***	-0.74 ***	-0.94 ***	-0.38 ***
<i>No. of hh.</i>	493	734	451	625	1434	2143	907	555	497	3269	3571	4726	1227	1464	2690
<i>% of hh. in that period</i>	7.6	9.5	4.3	9.6	18.5	20.4	13.9	7.2	4.7	50.1	46.0	45.0	18.8	18.9	25.6

\* Significant at the 5 % level; \*\* Significant at the 1 % level; \*\*\* Significant at the 0.1 % level.

Source: Own estimates based on RLMS data, 1995-2010.

## 4.2 Publikationen im Methodenfeld B – Hedonische Preisanalysen

### Kernbeiträge der Dissertationsschrift

7. HERRMANN, R. und R. SCHRÖCK (2011b): Determinanten des Innovationserfolgs: Eine Analyse mit Scannerdaten für den deutschen Joghurtmarkt. *German Journal of Agricultural Economics* **60** (3), 170-185.
8. HERRMANN, R. und R. SCHRÖCK (2012): Unternehmerische Anreize zur Teilnahme an Labelling- und Qualitätssicherungsprogrammen auf heterogenen Lebensmittelmärkten. *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung des DIW Berlin* **81** (4), 123-145.
9. SCHRÖCK, R. (2014): Valuing Country of Origin and Organic Claim: A Hedonic Analysis of Cheese Purchases of German Households. *British Food Journal* **116** (7) (im Druck).

### Weitere Veröffentlichungen und Tagungsbeiträge

- SCHRÖCK, R. und R. HERRMANN (2010): Fettarm und erfolgreich? Eine ökonometrische Analyse von Bestimmungsgründen des Erfolgs von Innovationen am deutschen Joghurtmarkt mit Scannerdaten. In: LOY, J.P. und R.A.E. MÜLLER (Hrsg.): *Agrar- und Ernährungsmärkte nach dem Boom. Schriften der GeWiSoLa e.V.*, Bd. 45. Landwirtschaftsverlag Münster-Hiltrup, Münster, 487-489.
- SCHRÖCK, R. (2013d): Welche Preisaufläge erzielen Biolebensmittel? Hedonische Preisanalysen zum Einfluss von Produkt-, Verbraucher- und Einkaufsstättencharakteristika auf die Preise für Lebensmittel im deutschen LEH. In: BRÜMMER, B., HELLBERG-BAHR, A. und A. SPILLER (Hrsg.): *Preise und Fairness in Wertschöpfungsketten – Methodische Ansätze und empirische Ergebnisse*. Cuvillier Verlag, Göttingen, 61-91.
- LEUFKENS, D. und R. SCHRÖCK (2014): Regulierungspolitische Effekte geschützter geografischer Herkunftsangaben der EU in einer dynamischen Perspektive. In: KIRSCHKE, D., BOKELMANN, W., HAGEDORN, K. und S. HÜTTEL (Hrsg.): *Wie viel Markt und wie viel Regulierung braucht eine nachhaltige Agrarentwicklung? Schriften der GeWiSoLa e.V.*, Bd. 49. Landwirtschaftsverlag Münster-Hiltrup, Münster (erscheint 2014).

Artikel 7

**Determinanten des Innovationserfolgs:  
Eine Analyse mit Scannerdaten für den deutschen Joghurtmarkt**

Roland Herrmann und Rebecca Schröck

Erschienen in:  
German Journal of Agricultural Economics 60 (3), 2011, S. 170-185  
(*Deutscher Fachverlag, Frankfurt a.M.*).

## Determinanten des Innovationserfolgs: eine Analyse mit Scannerdaten für den deutschen Joghurtmarkt\*

### What Explains the Success of Product Innovations? An Analysis with Scanner Data for the German Market of Yoghurt

Roland Herrmann und Rebecca Schröck  
Justus-Liebig-Universität Gießen

#### Zusammenfassung

Ein hohes Maß an Produktdifferenzierung kennzeichnet viele Märkte der Agrar- und Ernährungswirtschaft, ebenso ein zunehmender Wettbewerb unter dem Einfluss von Globalisierung und der weiteren Liberalisierung der Agrarmärkte. Umso wichtiger wird es für Unternehmen, ihre Marktanteile auf gesättigten Märkten zu sichern und die Produktpreise und dadurch die Unternehmensumsätze durch innovative Produktkonzepte zu stabilisieren. In diesem Beitrag wird anhand eines Marktes mit hoher Produktdifferenzierung, dem deutschen Joghurtmarkt, mit Hilfe von Scannerdaten aufgezeigt, welche Bestimmungsgründe den Erfolg von Produktinnovationen erklären können. Innovationserfolg wird gemessen als Umsatz, den ein neues Produkt im ersten Jahr nach der Einführung in einer definierten Zahl von Geschäften erzielt. Die Untersuchung konzentriert sich dabei nur auf das Marktsegment erfolgreicher Produkte – alle ausgewählten Produkte waren nach 12 Monaten noch am Markt vertreten – und vergleicht den Innovationserfolg dieser erfolgreichen Produkte untereinander. Multiple Regressionsanalysen zeigen, dass die Umsatzvariation zwischen 41 neuen Produkten zu mehr als 90 % mit Inhaltsstoffen und weiteren Produktcharakteristika, mit Eigenheiten der Vertriebswege, mit Innovationsmerkmalen und mit den Namen der Herstellerfirmen erklärt werden kann. Interessanterweise ist es weniger der in hedonischen Analysen oft hervorgehobene Preisaufschlag durch die Produktdifferenzierung, der Innovationen besonders erfolgreich macht. Vielmehr erweisen sich die absatzsteigernden Effekte der Innovationsdeterminanten als noch bedeutsamer für den Innovationserfolg.

\* Frühere Fassungen des Beitrags sind präsentiert worden als Plenarvortrag auf der Milchwissenschaftlichen Tagung, Wien, 17.-18.9.2009 und als Poster Session Paper auf der 49. Jahrestagung der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e. V., „Agrar- und Ernährungsmärkte nach dem Boom“, Kiel, 30.9.-2.10.2009.

#### Schlüsselwörter

Produktinnovationen; Scannerdaten; Joghurtmarkt; Deutschland; hedonische Analyse

#### Abstract

A high degree of product proliferation is characteristic for many markets of processed foods, as is an increasing competition due to globalization and a further liberalization of agricultural markets. It seems increasingly important to secure market shares and sectoral income on unregulated food markets, e.g. by the successful introduction of new food products. It is the objective of this article to elaborate for a market with a high degree of product differentiation, i.e. the German yoghurt market, which determinants may affect the success of product innovations. To examine this question, scanner data are utilized. The success of innovations is measured by the revenue reached within a year after the introduction of a new product in a specified number of stores. As all selected products remained on the shelves for at least 12 months after their introduction, we compare product innovations with a minimum degree of market success among each other. Multiple regression analyses reveal that the variation of revenues across 41 new products can be explained by more than 90 % with ingredients and other attributes of the products, with the type of the marketing channel, with characteristics of the innovations and dummy variables for the names of the manufacturing firms. Interestingly, it is not so much the price premium of an innovation that matters as it is often stressed in hedonic analyses. According to our success criterion, it is more important to realize a sizeable share of the market in order to create a particularly successful new product.

#### Key Words

product innovations; scanner data; yoghurt market; Germany; hedonic prices

## 1 Einführung

Produktinnovationen sind ein zentrales Element des technischen Fortschritts in einer Volkswirtschaft und fördern damit das Wirtschaftswachstum. Sie beeinflussen die Marktanteile auf Gütermärkten und gelten vor allem auf gesättigten Märkten zunehmend als Schlüssel zum Erfolg und zu einer nachhaltigen Unternehmenspolitik. Das Ausmaß und der Erfolg von Innovationsaktivitäten wie auch die Bestimmungsgründe für Innovationen und Innovationserfolg erfreuen sich deshalb seit vielen Jahren eines großen Forschungsinteresses sowohl in der empirischen Industrieökonomik (KAMIEN und SCHWARTZ, 1982; COHEN und LEVIN, 1989) als auch in der Betriebswirtschaftslehre (HENARD und SZYMANSKI, 2001; JOHNE und SNELSON, 1988; CORDERO, 1990).

Auch zu Produktinnovationen im produzierenden Ernährungsgewerbe existieren bereits detaillierte Studien (GALIZZI und VENTURINI, 1996; CHRISTENSEN, RAMA und VON TUNZELMANN, 1996; TRAILL und MEULENBERG, 2002; KUBITZKI und ANDERS, 2005). Charakteristisch für Produktneueinführungen in der Ernährungswirtschaft ist, dass der weit überwiegende Teil dieser Produktneueinführungen „Me-too-Produkte“ und „Line-Extensions“ darstellt, während Marktneueinheiten selten sind (GALIZZI und VENTURINI, 1996; TRAILL und MEULENBERG, 2002: 19f.). Das Ausmaß der Produktdifferenzierung ist groß und die Flopquote bei den neu eingeführten Lebensmitteln auch wegen des knappen Regalplatzes im Lebensmitteleinzelhandel (LEH) sehr hoch. Vor diesem Hintergrund hat sich die industrieökonomische und betriebswirtschaftliche Innovationsforschung der Frage zugewandt, welches die zentralen Erfolgsdeterminanten von Produktinnovationen in der Ernährungswirtschaft sind. Die industrieökonomische Forschung beruht typischerweise auf vergleichenden Branchenstudien und dem Struktur-Verhaltens-Ergebnis-Ansatz. Es wird untersucht, wie mehr Innovationsinput in der Forschung und Entwicklung den Erfolg einer Branche beeinflusst bzw. welche Strukturvariablen den Innovationsoutput einer Branche, oft gemessen über die Zahl neuer Produkte, besonders fördern. Die betriebswirtschaftliche Innovationsforschung verwendet dagegen oft Unternehmensdaten und widmet sich der Frage, inwieweit Forschungs- und Entwicklungsaufwendungen betriebliche Erfolgskennziffern, wie den Gewinn, beeinflussen.

In diesem Beitrag wird argumentiert, dass wichtige zusätzliche Erkenntnisse zu den Determinanten des Innovationserfolgs über die Verwendung von Scannerdaten des LEHs gewonnen werden können.

Diese Marktdaten liefern Erfolgskennziffern für relativ eng definierte Produktgruppen und stehen in Branchen- und Unternehmensstudien typischerweise nicht zur Verfügung. Verkaufswerte, Preise und Absatzmengen neu eingeführter Produkte können mit Hilfe von Scannerdaten objektiv gemessen und verglichen werden. So ist es möglich, die Bedeutung von Produktcharakteristika und Eigenheiten der Vertriebswege und Märkte herauszuarbeiten. Dabei können hedonische Ansätze als Teilelemente der Analyse verwendet und so ihre Anwendungsmöglichkeiten auf neue Fragestellungen erweitert werden.

Es ist das Ziel der vorliegenden Untersuchung, Determinanten des Innovationserfolgs auf einem Lebensmittelmarkt mit hoher Produktdifferenzierung – dem deutschen Markt für Joghurtprodukte – quantitativ zu bestimmen. Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut. Nach dieser Einführung erfolgt ein knapper Überblick über den Stand der Literatur zur Messung von Innovationserfolg und den Erfolgsdeterminanten. Das eigene Konzept wird in die bestehende Literatur eingeordnet, und die Vorteile des Konzepts werden benannt. Im dritten Abschnitt wird die Messung von Innovationserfolg vorgestellt, und theoretische Hypothesen zur Erklärung des Innovationserfolgs werden formuliert. Danach werden die Datengrundlage und die Datenaufbereitung erläutert, insbesondere die Frage, wie Scannerdaten zur Messung des Innovationserfolgs genutzt werden können. Im fünften Abschnitt folgt der Hauptteil der quantitativen Analyse. Im Rahmen multipler Regressionsmodelle werden Erfolgsdeterminanten von Produktinnovationen im Ernährungsgewerbe am Beispiel des Joghurtmarktes in den Jahren 2000 und 2001 herausgearbeitet und Implikationen aus den Regressionsschätzungen aufgezeigt. Während in Abschnitt 5 der Vergleich des absoluten Innovationserfolgs über den Gesamtumsatz mit einem neuen Produkt im Mittelpunkt steht, werden in Abschnitt 6 der relative Innovationserfolg über Anteile am Gesamtumsatz der Firma gemessen und die Bestimmungsfaktoren dieses relativen Innovationserfolgs herausgearbeitet. Einige wesentliche Schlussfolgerungen für die zukünftige Forschung werden in Abschnitt 7 gezogen.

## 2 Stand der Forschung

Die Innovationsforschung ist durch eine kaum überschaubare Zahl wissenschaftlicher Arbeiten aus makroökonomischer, sektoraler und einzelbetrieblicher Sicht charakterisiert. Für die Fragestellung dieses Beitrages

erscheinen drei Literaturreichtungen relevant, die bislang weitgehend unverbunden nebeneinander bestehen: a) die industrieökonomische Innovationsforschung; b) die betriebswirtschaftliche Innovationsforschung; c) die hedonische Preisanalyse. Im Folgenden wird der Stand der Forschung kurz skizziert, mit besonderem Bezug zu Produktinnovationen in der Ernährungswirtschaft, und der Zusammenhang zwischen diesen Forschungsrichtungen und dem hier gewählten methodischen Ansatz wird aufgezeigt.

Die **industrieökonomische Innovationsforschung** beruht in wesentlichen Teilen auf dem Marktstruktur-Marktverhalten-Marktergebnis-Ansatz (SCP: structure-conduct-performance). Insbesondere zwei Fragen ist intensiv nachgegangen worden (COHEN und LEVIN, 1989; KAMIEN und SCHWARTZ, 1982). Zum einen wird untersucht, inwieweit der wirtschaftliche Erfolg von Branchen durch unterschiedlich starke Innovationstätigkeit beeinflusst wird. Innovationstätigkeit wird dabei, neben anderen Indikatoren der Marktstruktur, als Strukturvariable behandelt und deren Einfluss auf eine Erfolgs- oder Marktergebnisvariable abgeleitet. Typischerweise wird Innovationstätigkeit dabei als Inputmaß erfasst, über die Aufwendungen für Forschung und Entwicklung oder deren Anteil am Umsatz, der Innovationsintensität. Zum anderen wird Innovationstätigkeit als abhängige Variable in multiplen Regressionsanalysen verwendet und im Branchenquerschnitt durch verschiedene Variablen der Marktstruktur erklärt.

Bei Untersuchungen zu den Bestimmungsgründen einer starken oder erfolgreichen Innovationstätigkeit steht der Einfluss der Marktkonzentration und der Firmengröße auf die Innovationstätigkeit oft im Vordergrund: AGHION et al. (2005) ermitteln im Querschnittsvergleich von Firmen unterschiedlicher Sektoren mit Hilfe von Patentdaten eine umgekehrt u-förmige Beziehung zwischen Wettbewerbsintensität und Innovation und begründen dies theoretisch mit einem Modell des Innovationswettbewerbs. Alternative Hypothesen zu diesem Zusammenhang bestehen ebenfalls, und die Befunde sind nicht eindeutig. Untersuchungen zum gleichen Zusammenhang im Querschnitt der Branchen des Ernährungsgewerbes zeigen, dass der Einfluss der Unternehmenskonzentration auf die Innovationstätigkeit in der amerikanischen Ernährungsindustrie von der Messung der Innovationsvariablen und der Modellformulierung abhängig ist (GOPINATH, PICK und LI, 2004; BHATTACHARYA und INNES, 2007; RÖDER, HERRMANN und CONNOR, 2000). Firmendaten der deutschen Ernährungsindustrie

zeigen, dass Innovationsaktivitäten dort auch von der relativen Marktmacht der Ernährungsindustrie im Vergleich zum LEH abhängen und dass eine zunehmende Firmengröße die Wettbewerbsfähigkeit und Innovationsaktivität der Molkereien fördert (WEISS und WITTKOPP, 2005; BMELV, 2000: 38 und 45f.).

Trotz des großen Forschungsinteresses an Produktinnovationen bestehen in der industrieökonomischen Innovationsforschung noch erhebliche Wissenslücken:

1. Wenn Outputindikatoren zur Quantifizierung der Innovationstätigkeit herangezogen werden, geschieht dies in den meisten Fällen über die gemessene Zahl an Produktinnovationen und nicht über ein direktes Maß des Innovationserfolgs. Dies gilt für eine ganze Reihe von Analysen zur Wirkung der Marktstruktur auf die Innovationstätigkeit, also auf das Marktergebnis, sowohl bei Studien in der amerikanischen als auch in der deutschen Ernährungswirtschaft (CONNOR, 1981; ZELLNER, 1989; HERRMANN, RÖDER und CONNOR, 2000). Angesichts der hohen Floprate von Produktinnovationen in der Ernährungswirtschaft ist die Zahl von Innovationen jedoch nur ein unzureichender Indikator für den Innovationserfolg.
2. In den oben zitierten Struktur-Verhaltens-Ergebnis-Studien zu den Determinanten der Innovationstätigkeit dominiert die Verwendung von sekundärstatistischen Daten im Branchenquerschnitt in stark aggregierter Form. Es ist die Ausnahme, dass detaillierte und disaggregierte Daten zur Innovationstätigkeit bei eng definierten Produktgruppen und auf einzelnen Märkten ausgewertet werden.

Die **betriebswirtschaftliche Innovationsforschung** betrachtet Innovationen als Mittel, um den wirtschaftlichen Erfolg eines Unternehmens zu steigern. Dabei wird Innovationserfolg in ganz unterschiedlicher Weise definiert: a) als Markterfolg über den erreichten Marktanteil; b) als finanzieller Erfolg über den Beitrag zum Umsatz, zum Gewinn oder zum Return on Investment; c) als technischer Erfolg (GRIFFIN und PAGE, 1996: 479; MONTOYA-WEISS und CALANTONE, 1994: 400). Die betriebswirtschaftliche Innovationsforschung betont außerdem, dass der Zeitpunkt der Erfolgsmessung entscheidend für das Ergebnis ist und, dass die Bewertung des Innovationserfolgs input- und outputorientierte Indikatoren verbinden muss, um die Effizienz von Innovationsaktivitäten beurteilen zu können (CORDERO, 1990: 185). Es wird angestrebt, mehrere quantitative und qualitative

Kennzahlen verschiedener Messzeitpunkte aus verschiedenen Erfolgsdimensionen und –ebenen für die Erfolgsbeurteilung heranzuziehen (CORDERO, 1990: 190; MONTOYA-WEISS und CALANTONE, 1994: 411).

Neben der eigentlichen Erfolgsmessung wird auch in der betrieblichen Innovationsforschung versucht, die Bestimmungsfaktoren des Innovationserfolgs herauszuarbeiten (JOHNE und SNELSON, 1988; CORDERO, 1990; HENARD und SZYMANSKI, 2001). Parallelen zur industrieökonomischen Innovationsforschung liegen insofern vor, als der Einfluss von Forschungs- und Entwicklungsaufwendungen auf den Erfolg von neuen Produkten auch in der betriebswirtschaftlichen Innovationsforschung untersucht wird und dabei auch Wettbewerbsfaktoren berücksichtigt werden. Typisch ist allerdings, dass die betriebswirtschaftliche Innovationsforschung primär auf Firmendaten beruht, oft auch auf subjektiven Informationen aus Befragungen von Führungspersonen in Unternehmen. Besonderer Wert wird in der Regel darauf gelegt, die Bedeutung erfolgsfördernder unternehmensinterner Charakteristika und Planungsmethoden zu bestimmen. In ihrer Metaanalyse arbeiten HENARD und SZYMANSKI (2001) zehn zentrale Einflussfaktoren auf den Erfolg neuer Produkte heraus, die sie in vier Kategorien zusammenfassen: Produktcharakteristika, strategische Merkmale, Prozessmerkmale sowie Markteigenschaften und –entwicklungen. Die Autoren stellen fest, dass den Prozessmerkmalen in der betriebswirtschaftlichen Innovationsliteratur zu großes Gewicht gegeben wurde, obwohl Produkteigenschaften nach ihren Auswertungen den stärksten Einfluss auf den Innovationserfolg zeigen.

Innerhalb der betriebswirtschaftlichen Innovationsforschung liegen auch Ergebnisse zur Ernährungs- und Molkereiwirtschaft vor. So arbeitet STOCKMEYER (2001: 212) anhand von Unternehmensbefragungen heraus, dass in der Ernährungswirtschaft „Innovationen einen wichtigen Beitrag zur Sicherung der Wettbewerbsposition leisten“. WINKELMANN (2004) berechnet auf der Grundlage von Platzierungen der Produkte dieser Firmen bei den „Milchprodukten des Jahres“ der Zeitschrift „Milch-Marketing“ einen Innovationsindex für Firmen der Molkereiwirtschaft. Unter Verwendung von Daten einer Unternehmensbefragung ermittelt WINKELMANN dann den Beitrag des Innovationserfolgs, neben einer ganzen Reihe von unternehmensinternen Charakteristika, zum Gesamterfolg der Molkereien. Der Innovationserfolg erweist sich als wichtigster einzelner Erklärungsfaktor, gefolgt von der Investitionsintensität und den Bruttowerbeaufwendungen.

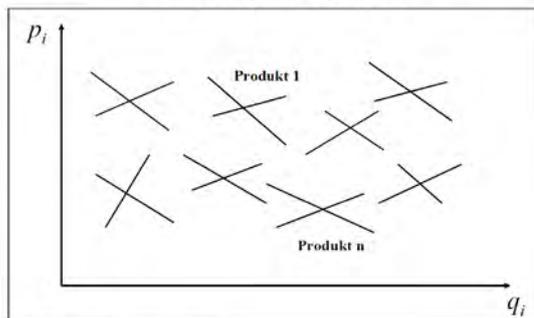
Trotz dieser für die vorliegende Studie sehr relevanten Vorarbeiten von STOCKMEYER und WINKELMANN wird aber auch darin die Bedeutung von Produktcharakteristika für den Innovationserfolg noch nicht systematisch untersucht. Gerade bei Lebensmitteln, bei denen Verbraucher Produktvielfalt nachfragen und Unternehmen in strategischer Weise Produktdifferenzierung planen, sind aber möglicherweise die Produktcharakteristika und weniger die Branchen- und Unternehmenscharakteristika von entscheidender Bedeutung für den Innovationserfolg.

Eine dritte wichtige Forschungsrichtung, die sich primär auf diese Produktcharakteristika bezieht, ist die **hedonische Preisanalyse**. In hedonischen Preisanalysen werden Preise differenzierter Güter eines Marktes in Abhängigkeit von ihren Charakteristika erklärt. Der implizite Preis einer einzelnen Produkteigenschaft wird als marginale Zahlungsbereitschaft bei einer Variation der Eigenschaft um eine Einheit berechnet (BROCKMEIER, 1992; BLOW, BROWNING und CRAWFORD, 2008). Die hedonische Preisanalyse ist zunächst nicht direkt auf die Erklärung des Erfolgs von Produktinnovationen ausgerichtet, aber zumindest implizit besteht ein enger Zusammenhang. So wird in hedonischen Preisgleichungen meist ein großer Wert auf die impliziten Preise der Charakteristika gelegt. Ein Preisaufschlag für eine Eigenschaft, z.B. die Prozesseigenschaft „Bio“ oder die regionale Herkunft, wird als Voraussetzung dafür angesehen, dass die Vermarktung eines Biolebensmittels oder eines herkunftsgeschützten Produkts Gewinnchancen bietet. NGANJE et al. (2008) ermitteln z.B. Preisaufschläge für Brot mit wenigen Kohlehydraten, WARD, LUSK und DUTTON (2008) jene für verschiedene Eigenschaften frischer Rindfleischprodukte. TEUBER (2010) berechnet die marginale Zahlungsbereitschaft für die geographische Herkunft und die sensorische Qualität bei Kaffeespezialitäten. KRISTALLIS, LINARDAKIS und MAMALIS (2010) leiten aus einer verwandten Methodik – der Discrete-Choice-Analyse – explizit Marketingempfehlungen für funktionelle Lebensmittel aus ihrer Verbraucherstudie ab. Scannerdaten bieten nun die Möglichkeit, sowohl den impliziten Preis von Produktcharakteristika bei neuen Produkten zu bestimmen – über die hedonische Preisanalyse – als auch zusätzlich den marginalen Beitrag der Charakteristika zu den Absatzmengen und zum Umsatz bei neuen Produkten zu ermitteln. Diese Erweiterung der hedonischen Analyse durch zentrale Fragen des Innovationserfolgs liegt unseres Wissens in der Literatur bislang nicht vor und wird im Folgenden präsentiert.

### 3 Innovationserfolg: methodisches Konzept und Determinanten

Als Maßstab des Innovationserfolgs dient hier der Umsatz eines neu eingeführten Produkts in 78 betrachteten Verkaufsgeschäften im ersten Jahr bzw. in den ersten 52 Wochen nach seiner Einführung. Einzelne Produktneueinführungen können demnach erfolgreicher sein als andere, weil der mengenmäßige Absatz und/oder der Marktpreis höher liegen als bei anderen neuen Produkten. Abbildung 1 zeigt diese Überlegung schematisch. Es werden im Querschnittsvergleich verschiedene neu eingeführte Produkte betrachtet. Für jedes neue Produkt ergibt sich ein spezifisches Marktgleichgewicht über die Verkaufsmenge und den durchschnittlichen Preis, der als Quotient aus Verkaufserlösen und Verkaufsmengen ermittelt wird.

Abbildung 1. Angebot an und Nachfrage nach verschiedenen Produktinnovationen im Lebensmittelbereich



Quelle: eigene Darstellung

Um die unterschiedlichen beobachteten Marktgleichgewichte in Relation zueinander zu erklären, sind die Determinanten zu erfassen, die erklären können, warum die Nachfrage nach bzw. das Angebot an den einzelnen neuen Produkten unterschiedlich hoch ist. Die Marktgleichgewichte im Querschnitt der Produkte, z.B. für  $n$  verschiedene Innovationen bei Joghurtprodukten, können mit  $n$  verschiedenen Marktmodellen erklärt werden:

$$(1) \quad q_i^N = q_i^N(p_i; Z_{i1}, \dots, Z_{ik}; V_{i1}, \dots, V_{ik}; I_{i1}, \dots, I_{im}; F_{i1}, \dots, F_{iM})$$

(Nachfrage nach Innovation  $i$ )

$$(2) \quad q_i^A = q_i^A(p_i; Z_{i1}, \dots, Z_{ik}; V_{i1}, \dots, V_{ik}; I_{i1}, \dots, I_{im}; F_{i1}, \dots, F_{iM})$$

(Angebot an Innovation  $i$ )

$$(3) \quad q_i^N = q_i^A \quad (\text{Gleichgewichtsbedingung})$$

Dabei ist  $q_i^N$  ( $q_i^A$ ) die nachgefragte (angebotene) Menge des neuen Produkts  $i$ ,  $p_i$  dessen Preis,  $Z_{i1}, \dots, Z_{ik}$  sind Ausprägungen von  $k$  Charakteristika des Produkts, z.B. von Inhaltsstoffen, Packungsgrößen oder Designvariablen.  $V_{i1}, \dots, V_{ik}$  sind Variablen, die den Vertriebsweg des neuen Produkts  $i$  kennzeichnen.  $I_{i1}, \dots, I_{im}$  sind Innovationsmerkmale, wie z.B. „Convenience“ oder „Light“, die das neue Produkt  $i$  aufweist.  $F_{i1}, \dots, F_{iM}$  sind Firmen, durch Dummyvariablen gekennzeichnet, die das neue Produkt  $i$  herstellen ( $F_i = 1$ ) oder nicht ( $F_i = 0$ ). Beobachtet und erklärt wird das Gleichgewicht auf  $i = 1, \dots, n$  Märkten neuer Produkte. Mathematisch ergibt sich als reduzierte Form des Marktgleichgewichts:

$$(4) \quad p_i = p_i(Z_{i1}, \dots, Z_{ik}; V_{i1}, \dots, V_{ik}; I_{i1}, \dots, I_{im}; F_{i1}, \dots, F_{iM})$$

und

$$(5) \quad q_i = q_i(Z_{i1}, \dots, Z_{ik}; V_{i1}, \dots, V_{ik}; I_{i1}, \dots, I_{im}; F_{i1}, \dots, F_{iM})$$

Der Erfolgsindikator Umsatz ( $U_i = p_i \cdot q_i$ ) bei einem Produkt  $i$  kann ebenfalls, wenn (4) und (5) berücksichtigt werden, als reduzierte Form mit den prädeteterminierten Variablen des Gleichungssystems erklärt werden:

$$(6) \quad U_i = U_i(Z_{i1}, \dots, Z_{ik}; V_{i1}, \dots, V_{ik}; I_{i1}, \dots, I_{im}; F_{i1}, \dots, F_{iM})$$

Für die ökonometrische Analyse von Determinanten des Innovationserfolgs gibt es zumindest zwei denkbare Wege. Es kann zunächst versucht werden, die Angebots- und Nachfragefunktion im Rahmen eines simultanen Modells zu schätzen. Über die ermittelten strukturellen Koeffizienten des Gleichgewichtsmodells könnten die Wirkungsmechanismen ermittelt werden, die von den Determinanten des Marktangebots und der Marktnachfrage auf Gleichgewichtspreis und -menge und damit auf den Umsatz der Neuprodukte ausgehen würden. Allerdings wäre diese Möglichkeit nur gegeben, wenn beim Übergang vom deterministischen Modell (1) bis (3) zum stochastischen Modell einzelne exogene Variablen der Angebotsfunktion aus der Nachfragefunktion ausgeschlossen werden können und umgekehrt, damit das Abzählkriterium für die Anwendung der mehrstufigen Methode der kleinsten Quadrate erfüllt wäre (RAMANATHAN, 2002, Chapter 13). Da im hier vorliegenden Fall der Produktinnovationen am Joghurtmarkt die wichtigsten untersuchten Determinanten des Innovationserfolgs sowohl die Angebots- als auch die Nachfragefunktion

beeinflussen, konnte der erste Ansatz nicht erfolgreich umgesetzt werden. Stattdessen wird in Abschnitt 4 mit einem zweiten Ansatz gearbeitet. Es wird die reduzierte Form der Gleichung (6) verwendet, und die Wirkungen der Determinanten des Innovationserfolgs werden so direkt berechnet. Die strukturellen Koeffizienten des Gleichgewichtsmodells (1) bis (3) werden damit nicht ermittelt, aber durch zusätzliche Schätzung der reduzierten Formen (4) und (5) wird versucht, die Wirkungsweise der Determinanten des Innovationserfolgs über die Preis- und Mengenkomponekte zu erklären und auf Angebots- und Nachfrage-determinanten rückzuschließen.

Der vorgestellte Ansatz ist auch deswegen attraktiv, weil er eine methodische Erweiterung der hedonischen Analyse darstellt. Im Gleichungssystem (4) bis (6) ist mit Gleichung (4) eine typische hedonische Preisanalyse integriert. Mit den Gleichungen (5) und (6) wird diese ergänzt um eine Analyse der Erfolgsdeterminanten für den Mengenabsatz und die Verkaufserlöse bei Produktinnovationen. Das Gleichungssystem erlaubt damit Schlussfolgerungen darüber, ob manche Bestimmungsgründe des Innovationserfolgs zwar zu einer Erhöhung der marginalen Zahlungsbereitschaft führen, dies aber möglicherweise nur für einen relativ kleinen Markt gilt. Die marginalen Effekte von Produktcharakteristika wären in diesem Fall in der hedonischen Preisfunktion positiv, in der Mengen- und Umsatzfunktion aber möglicherweise negativ.

Das Gleichungssystem (4) bis (6) wird mit Hilfe der Methode der 'Seemingly Unrelated Regressions' (SUR) nach ZELLNER (1962) geschätzt, um Korrelation zwischen den Residuen der Einzelgleichungen einzubeziehen.

In der vorliegenden Untersuchung des Innovationserfolgs von Joghurtprodukten werden prä-determinierte Variablen aus vier Kategorien berücksichtigt: Produktcharakteristika, Eigenheiten des Vertriebsweges, der Neuheitsgrad der Produkte sowie Herstellerfirmen. Variablen, die das Marktumfeld beschreiben, werden nicht integriert, da nur ein sehr eng definierter Markt untersucht wird und somit angenommen wird, dass alle Joghurtinnovationen bei ihrer Einführung auf die gleichen Marktbedingungen treffen. Da keine Informationen zum unternehmensinternen Ressourceneinsatz sowie im Unternehmen vorhandenen Fähigkeiten und Kenntnissen erhältlich sind, können Einflussgrößen wie Werbeaufwendungen oder Ausgaben für Forschung und Entwicklung nur über Dummyvariablen für die einzelnen Unternehmen abgebildet werden.

## 4 Datengrundlage und Datenaufbereitung

Basis für die vorliegende Untersuchung bildet ein Ausschnitt des Pools für Point-of-Sale-Daten der MADAKOM GmbH Köln. Dieser Pool umfasst die genauen Meldungen der Abverkäufe von rund 200 mit Scannerkassen ausgestatteten Geschäften des LEHs aus über 30 Handelsorganisationen. In diesem Scannerpanel werden über 400 000 Artikel, die eine produkt-spezifische internationale Artikelnummer (EAN) tragen, aus 1 221 Warengruppen berücksichtigt. Laut MADAKOM gibt der Pool ein realistisches Abbild des scannenden deutschen LEHs, da die erfassten Vertriebslinien Supermarkt (Verkaufsfläche 400 - 799 m<sup>2</sup>), kleiner Verbrauchermarkt (800 - 1 499 m<sup>2</sup>), großer Verbrauchermarkt (1 500 - 4 999 m<sup>2</sup>), SB-Warenhaus (ab 5 000 m<sup>2</sup>) und Discounter in dem Panel entsprechend ihrer Umsatzbedeutung für den deutschen Markt vertreten sind (MADAKOM, 1998).

Für diese Untersuchung wurden aus den rund 200 im Scannerpanel der MADAKOM GmbH erfassten Verkaufsstätten 78 Geschäfte ausgewählt, für die der genaue Standort, das Handelsunternehmen, der Betriebstyp, die Kassenanzahl und die Verkaufsfläche bekannt sind. Die ausgewählten Geschäfte umfassen alle Vertriebstypen des LEHs und lassen sich sieben verschiedenen Handelsorganisationen zuordnen. 13 der 78 berücksichtigten Geschäfte befinden sich in den neuen Bundesländern. Die Verteilung der Geschäftsstandorte ist an der Bevölkerungszahl orientiert.

In dieser Untersuchung werden Joghurt und Joghurterzeugnisse betrachtet, die im Jahr 2000 neu auf den Markt kamen. Um entsprechende Produkte zu finden, wurden die Rubrik „Neue Produkte“ sowie verschiedene Artikel der Zeitschrift Lebensmittel Praxis (LP) der Jahrgänge 2000 und 2001 herangezogen. Darüber hinaus wurden Werbeanzeigen in der LP sowie die Datenbank „LP-Neue Produkte“ auf der Homepage der Zeitschrift ausgewertet. Eine Liste mit den 41 neuen Joghurtprodukten von 12 Herstellern ist im Anhang erfasst. Produkte, die bereits innerhalb des ersten Jahres nach ihrer Einführung wieder vom Markt genommen wurden, fanden keine Berücksichtigung. Dies impliziert, dass der hier vorgenommene Querschnittsvergleich zwischen Joghurtinnovationen das untere Ende der Erfolgsskala nicht abdeckt und sich auf die Produkte konzentriert, die sich zumindest für ein Jahr auf dem Markt behaupten und damit schon einen beachtenswerten Mindestserfolg erzielen konnten.

Auf Produktebene liefert der Datensatz der MADAKOM Angaben zu der Artikelbezeichnung, der EAN-Nummer, dem Volumeninhalt, der Absatzmenge, zum Preis und zum Umsatz der einzelnen Artikel in der jeweiligen Woche und in jedem einzelnen Geschäft des Panels.

Die benötigten Daten der 41 ermittelten Produktinnovationen wurden aus dem Datensatz der MADAKOM herausgefiltert. Die Informationen bezüglich der Umsatz- und Absatzzahlen sowie der Preise und der Vertriebslinien wurden hierzu mit Hilfe von Pivot-Tabellen produktspezifisch aus dem Scannerpool selektiert und über die Zeit sowie über verschiedene Vertriebstypen aggregiert.

In die Regression gehen nicht nur unterschiedliche Vertriebschwerpunkte, sondern vor allem verschiedene Produktcharakteristika als unabhängige Variablen ein. Dabei handelt es sich zum einen um direkte Produkteigenschaften, wie beispielsweise den Fettgehalt oder die Geschmacksrichtung. Zum anderen wurde, ausgehend vom Ansatz von HERRMANN, REINHARDT und ZAHN (1996), untersucht, welche Innovationsmerkmale die ausgewählten Produkte aufweisen. Innovationsmerkmale sind dabei bestimmte Schlüsselkriterien wie beispielsweise „Convenience“, „Gesundheit“ oder „Premium“, die in den Produktbeschreibungen der Fachpresse angeführt werden. Da Informationen zu einigen Produktcharakteristika (wie beispielsweise dem Fettgehalt), zu Innovationsmerkmalen und zu den genauen Einführungszeitpunkten nicht in den Scannerdaten enthalten sind, wurden hier die Homepages der Hersteller bzw. Homepage und Produktbeschreibungen der Zeitschrift LP als Datenquellen herangezogen. Zu den Produkten wurden

Hersteller, Artikelbezeichnung, Geschmacksrichtung, EAN-Nummer, Verpackungsgröße und -form, Einführungszeitpunkt und Innovationsmerkmale erfasst und mit den Informationen zu Umsatz, Absatz, Preisen und Vertriebschwerpunkten aus den Scannerdaten kombiniert.

Die zur Berechnung des Umsatzanteils benötigte Information bezüglich der Unternehmensumsätze der Molkereien im Jahr 2001 stammen aus der jährlich erscheinenden Spezialausgabe „Die umsatzstärksten Mopro-Anbieter“ der Zeitschrift „Deutsche Milchwirtschaft“ (DEUTSCHE MILCHWIRTSCHAFT, 2002).

### 5 Was bestimmt den Innovationserfolg bei aggregierter Betrachtung des Gesamtmarktes? Empirische Ergebnisse

Tabelle 1 zeigt die 10 erfolgreichsten Produkteinführungen im Marktsegment Joghurt und Joghurtprodukte im Betrachtungszeitraum.

In dieser Untersuchung wird der Innovationserfolg, wie in Abschnitt 3 erläutert, mit Hilfe des Umsatzes gemessen. Die Kennzahl *UMSATZ* errechnet sich als Summe aus den Wochenumsätzen jedes einzelnen Produktes in allen 78 berücksichtigten Geschäften in den ersten 52 Wochen nach der Produkteinführung. Ergänzend sind in Tabelle 1 die Bestimmungsgrößen des Umsatzes – Absatzmenge und Preis – dargestellt. Die Absatzmenge (*ABSATZ*) errechnet sich analog zum Umsatz aus der Summe der Verkaufsmengen der Produkte in allen Geschäften. Bei dem aufgeführten Preis handelt es sich um den im

**Tabelle 1. Top Ten im Umsatzranking der 41 untersuchten Produktinnovationen, Absatzmengen und Preise**

Platz (Umsatz)	Produkt	UMSATZ (DM)	ABSATZ (kg)	Platz (Absatz)	PREIS (DM pro 100g)
1	Danone Actimel Drink classic	112 650,03	16 070	5	0,72
2	Danone VitaLinea Pfirsich	84 784,44	14 438	7	0,60
3	Landliebe Joghurt naturmild	83 440,90	22 690	1	0,22
4	Zott JogolÉ Erdbeere	82 780,96	16 538	4	0,51
5	Danone Actimel Drink orange	81 155,73	11 589	10	0,71
6	Danone VitaLinea Erdbeere	79 717,76	13 504	7	0,59
7	Landliebe Joghurt original	66 637,87	17 866	3	0,41
8	Zott JogolÉ Pfirsich	63 411,22	12 804	8	0,51
9	Zott JogolÉ Kirsche	63 366,33	12 789	9	0,51
10	Rhöngold Happy Joghurt	60 124,57	5 169	24	1,18
...					
41	Zott Starfrucht Joghurt mit Sechskorn Erdbeere	4 680,47	888	41	0,57

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage der Scannerdaten

Durchschnitt über 52 Wochen und 78 Geschäfte erzielten Preis.

Die Variationsbreite des Umsatzes der untersuchten Produkte ist groß: Mit Abstand den höchsten Umsatz erzielte in dieser Untersuchung der *Danone Actimel Drink 0,1% Fett* in der Sorte *classic*. Im ersten Jahr nach seiner Einführung wurden in den 78 berücksichtigten Geschäften insgesamt 112 650 DM umgesetzt. Auch den zweiten Platz kann die Firma Danone mit dem ebenfalls mageren Fruchtjoghurt *Danone VitaLinea Pfirsich* (84 784 DM) belegen. Der *Zott Starfruchtjoghurt mit Sechskorn Erdbeere* erzielte dagegen nur 4 680 DM Umsatz. Auffällig ist, dass von den Top-Ten-Produkten allein vier aus dem Hause Danone stammen. Von den weiteren Produkten der Top Ten kommen drei von der Firma Zott aus Mertingen, zwei vom Heilbronner Unternehmen Campina.

Wird anstelle des Umsatzes die Absatzmenge als Erfolgsindikator betrachtet, ergibt sich zum Teil ein anderes Bild. Die größte Absatzmenge weist der Naturjoghurt *Landliebe Joghurt Naturmild* auf. Im ersten Jahr nach seiner Einführung wurden in den 78 ausgewählten Geschäften 22 690 kg abgesetzt. Das umsatzstärkste Produkt, der probiotische Joghurt *Danone Actimel 0,1% Fett classic*, liegt im Absatzranking nur auf Platz 5. Der *Rhöngold Happy Joghurt*, im Absatzranking auf Platz 10, rangiert im Absatzranking nur auf Platz 24 (vgl. Tabelle 1).

Auch die Absatzmengen und Preise variieren stark zwischen den Produkten: In 52 Wochen wurden in den betrachteten Geschäften zwischen 888 und 22 690 kg der Joghurt-Neuprodukte verkauft. Der Durchschnittspreis (*PREIS*) lag dabei zwischen 0,22 DM und 1,18 DM pro 100 g Verpackungsinhalt.

Die unterschiedlichen Platzierungen der Neuprodukte nach Umsatz und Absatz zeigen, dass der einem Produkt zugerechnete Erfolg in ganz entscheidendem Maß von der Auswahl des Erfolgsindikators abhängt. Wenn der Umsatz als Erfolgsindikator bei der Bewertung von Produktinnovationen verwendet wird, wird primär die Größe des Marktes bewertet, der mit einem neuen Produkt erschlossen wird. In aller Regel werden dann Produkte als besonders erfolgreich gelten, mit denen auch ein hoher Mengenabsatz erreicht wird. Der Zusammenhang zwischen Umsatz und Preisniveau erscheint weniger eindeutig. Zwar werden Firmen anstreben, durch attraktive neue Produkte den Durchschnittspreis gegenüber ihren bekannten Produkten zu erhöhen. Allerdings wird dies für alle Produktinnovationen gelten. Da hier nur neue Produkte

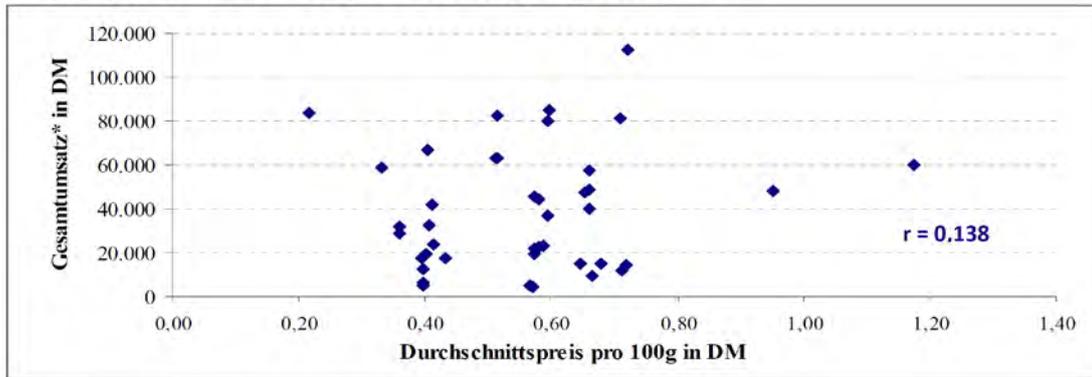
verglichen werden, ist zu erwarten, dass sich diese Produkte untereinander im Hinblick auf den Durchschnittspreis weniger stark unterscheiden als im Hinblick auf die Absatzmenge. Wenn dies gilt, ist auch zu erwarten, dass es mehr die Variation in der Absatzmenge als im Preis ist, die zu einer Unterscheidung der Produktinnovationen im Hinblick auf den Innovationserfolg beiträgt. Die Abbildungen 2 und 3 bestätigen diese Erwartung.

Abbildung 2 bestätigt, dass der Pearsonsche Korrelationskoeffizient zwischen Preis und Umsatz relativ niedrig ( $r=0,138$ ) und selbst bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 % nicht signifikant ist. Es gibt überdurchschnittliche Preise im Querschnitt der Innovationen sowohl bei niedrigem als auch bei hohem Umsatz. Dagegen besteht, wie Abbildung 3 verdeutlicht, eine signifikant positive Korrelation zwischen Absatzmenge und Umsatz ( $r=0,877$ ). Offenbar ist eine hohe Absatzmenge eine notwendige Voraussetzung für Innovationserfolg im Hinblick auf Umsatzziele. Innovationserfolg erfordert jedoch keine überdurchschnittlichen Preise im Vergleich zu anderen neuen Produkten.

In Tabelle 2 wird der Innovationserfolg in einem ökonomischen Modell erklärt. Zunächst sollen nur die ersten drei Ergebnisspalten betrachtet werden. Auf die letzte Spalte, die den Umsatzanteil erklärt, wird im folgenden Abschnitt eingegangen. In Tabelle 2 werden Determinanten des Umsatzes bei neuen Joghurtprodukten sowie Bestimmungsfaktoren der Komponenten dieses Erfolgs – der Absatzmengen und des Durchschnittspreises der neuen Produkte – deutlich. Es zeigt sich, dass Inhaltsstoffe und weitere Charakteristika der Produkte, wie die Packungsgröße, Eigenheiten der Vertriebswege, Dummyvariablen für Innovationsmerkmale sowie die Herstellerfirmen, den Innovationserfolg im Querschnitt der Produkte sehr weitgehend erklären. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß der Umsatzregression liegt bei 0,93. Die entsprechenden Werte in der Mengen- und in der Preisgleichung sind noch höher. So wird in der hedonischen Preisfunktion mehr als 97 % der Preisvariation zwischen den neuen Produkten durch die berücksichtigten Faktoren erklärt. In allen Fällen werden die Ergebnisse schrittweiser Regressionen ausgewiesen – nur statistisch bedeutsame erklärende Variablen werden erfasst.

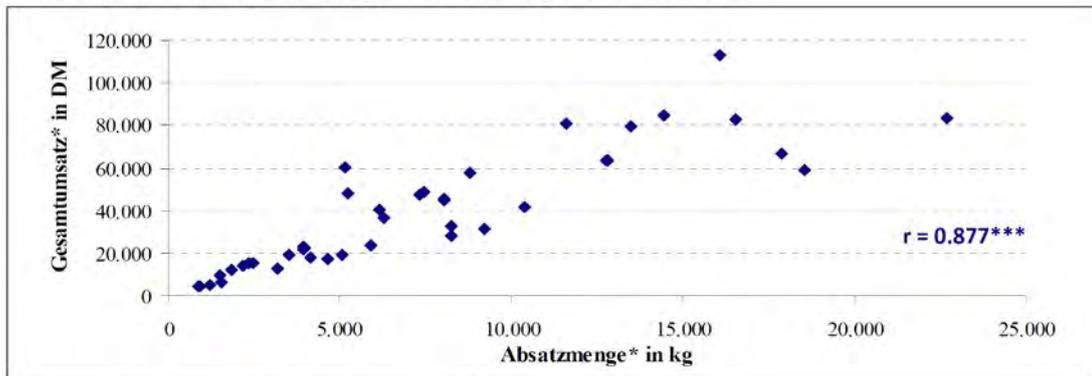
Zunächst bestätigt sich ein allgemeiner Zusammenhang, der schon durch die Abbildungen 2 und 3 nahe gelegt wurde: Absatzsteigernde Einflüsse wirken tendenziell auch auf eine Erhöhung der Verkaufserlöse hin. Bei 14 von 15 Bestimmungsfaktoren, die in bei-

Abbildung 2. Preis-Umsatz-Diagramm der 41 Joghurtinnovationen



\* In den ersten 52 Wochen nach der Produkteinführung in 78 ausgewählten Geschäften.  
Quelle: eigene Berechnungen

Abbildung 3. Absatz-Umsatz-Diagramm der 41 Joghurtinnovationen



\* In den ersten 52 Wochen nach der Produkteinführung in 78 ausgewählten Geschäften.  
Quelle: eigene Berechnungen

den Modellen statistisch signifikant sind, zeigen sich gleichgerichtete Wirkungen auf Absatzmengen und Umsatz. Auf der anderen Seite wirken Änderungen von Variablen, die zu einem überdurchschnittlichen Preisniveau neuer Produkte führen, meist nicht umsatzsteigernd. Dies gilt für elf von 16 Variablen, die sowohl in der Umsatz- als auch in der hedonischen Preisgleichung signifikant sind.

Die Variablen *FETTARM*, *FRUCHT* und *INHALT* bezeichnen Inhaltsstoffe bzw. objektive **Produkteigenschaften** der Innovationen. Die Variable *FETTARM* steht als Dummyvariable für ein fettarmes – im Vergleich zu einem nicht fettarmen – Joghurtprodukt. Diese Eigenschaft führt zu einem statistisch signifikanten Innovationserfolg. Eine interessante

Frage ist, ob der höhere Umsatz bei fettarmen Produkten primär preis- oder mengeninduziert ist. Tabelle 2 zeigt, dass die Eigenschaft *FETTARM* auch zu einer signifikanten Erhöhung der Absatzmenge führt, allerdings mit einem signifikant niedrigeren Preis verbunden ist als bei Innovationen mit höherem Fettgehalt. Neue Joghurtprodukte mit niedrigem Fettgehalt haben – sicherlich bedingt durch ein gestiegenes Gesundheitsbewusstsein in der Bevölkerung – zwar ein hohes Nachfragepotenzial. Das negative Vorzeichen in der Preisgleichung impliziert jedoch, dass fettarme Produkte trotzdem keine, gegenüber anderen innovativen Joghurtprodukten, überdurchschnittlichen Preise erzielen. Auch dies erscheint plausibel, da die Fettkomponente ein wertgebendes Element der Milch ist und

Tabelle 2. Determinanten des Innovationserfolgs von Produkteinführungen im Joghurtbereich, Seemingly Unrelated Regressions, 2000-01<sup>a)</sup>

Unabhängige Variablen: Determinanten des Erfolgs		Abhängige Variablen			
		UMSATZ (in DM)	ABSATZ (in kg)	PREIS (in DM/kg)	UMSATZANTEIL (in %)
	<i>KONSTANTE</i>	-2,465 · 10 <sup>4</sup> * (-2,41)	-1,156 · 10 <sup>4</sup> *** (-5,81)	1,0920*** (26,18)	3,866 · 10 <sup>-4</sup> *** (10,16)
Produkt- eigenschaften	<i>FETTARM</i>	13051,9967* (2,57)	6109,3624*** (6,32)	-0,3780*** (-16,41)	-2,218 · 10 <sup>-4</sup> *** (-7,94)
	<i>FRUCHT</i>	-1,560 · 10 <sup>4</sup> *** (-3,32)	-3983,8869*** (-4,54)	0,1028*** (6,46)	---
	<i>INHALT</i>	---	7,3731*** (8,48)	-7,984 · 10 <sup>-4</sup> *** (-19,19)	-3,965 · 10 <sup>-7</sup> *** (-7,65)
Vertriebsweg	<i>PROZENT- GESCHÄFTE</i>	1079,1309*** (11,24)	192,2979*** (10,72)	0,0020*** (5,20)	3,389 · 10 <sup>-6</sup> ***
	<i>DISCOUNTER</i>	---	5297,6799*** (8,51)	-0,1617*** (-5,16)	-9,274 · 10 <sup>-5</sup> **
	<i>VM</i>	1,321 · 10 <sup>4</sup> *** (4,43)	1923,4396*** (3,56)	---	---
	<i>UMSATZ- ANTEILOST</i>	187,1123** (3,11)	---	0,0053*** (9,14)	3,700 · 10 <sup>-6</sup> ***
Innovations- merkmale	<i>PREMIUM</i>	-1,372 · 10 <sup>4</sup> *** (-3,53)	-4441,6596*** (-6,12)	0,0595*** (3,79)	-6,422 · 10 <sup>-5</sup> ***
	<i>VARIATION</i>	-5,301 · 10 <sup>4</sup> *** (-7,56)	-1,266 · 10 <sup>4</sup> *** (-9,62)	0,0693* (2,56)	---
	<i>GESUNDHEIT</i>	-6,189 · 10 <sup>4</sup> *** (-4,73)	-1,221 · 10 <sup>4</sup> *** (-4,80)	0,3229*** (5,55)	2,201 · 10 <sup>-4</sup> *** (4,07)
	<i>FUNCTIONAL- FOOD</i>	1,311 · 10 <sup>4</sup> *** (3,81)	---	---	1,104 · 10 <sup>-4</sup> *** (3,77)
	<i>CONVENIENCE</i>	3,622 · 10 <sup>4</sup> *** (10,03)	---	0,7086*** (25,56)	1,780 · 10 <sup>-4</sup> *** (5,20)
	<i>SUMMEINNO</i>	2,017 · 10 <sup>4</sup> *** (5,94)	6296,4928*** (9,47)	-0,1435*** (-10,10)	-4,087 · 10 <sup>-5</sup> *** (-3,91)
Name der Hersteller- firma	<i>EHRMANN</i>	---	6300,1251*** (11,68)	-0,5615*** (-20,75)	-4,550 · 10 <sup>-4</sup> *** (-15,31)
	<i>WEIHEN- STEPHAN</i>	2,765 · 10 <sup>4</sup> *** (3,63)	1,290 · 10 <sup>4</sup> *** (8,42)	-0,5405*** (-12,65)	-4,352 · 10 <sup>-4</sup> *** (-9,97)
	<i>BAUER</i>	1,403 · 10 <sup>4</sup> *(*) (1,51)	1,420 · 10 <sup>4</sup> *** (7,60)	-0,9200*** (-20,35)	-6,012 · 10 <sup>-4</sup> *** (-14,28)
	<i>MÜLLER</i>	-5,028 · 10 <sup>4</sup> *** (-9,50)	-4178,8694*** (-3,98)	-0,5311*** (-17,54)	-4,960 · 10 <sup>-4</sup> *** (-13,77)
	<i>NESTLÉ</i>	6,953 · 10 <sup>4</sup> *** (3,83)	2,088 · 10 <sup>4</sup> *** (5,98)	-0,6829*** (-8,79)	-6,399 · 10 <sup>-4</sup> *** (-9,12)
	<i>DANONE</i>	3,520 · 10 <sup>4</sup> ** (2,93)	6255,0807** (2,64)	-0,3977*** (-7,31)	-4,645 · 10 <sup>-4</sup> *** (-7,83)
	<i>ZOTT</i>	2,664 · 10 <sup>4</sup> ** (2,49)	8502,5023*** (3,94)	-0,6042*** (-11,15)	-5,470 · 10 <sup>-4</sup> *** (-9,83)
	<i>LANDLIEBE</i>	-2,045 · 10 <sup>4</sup> *** (-4,79)	4119,4383*** (4,84)	-0,5527*** (-18,91)	-4,897 · 10 <sup>-4</sup> *** (-14,53)
	<i>R<sup>2</sup></i>	0,9343	0,9412	0,9761	0,8675
	<i>n</i>	41	41	41	41

<sup>a)</sup> \*\*\*, \*\*, \*, (\*) Statistisch signifikant auf dem 99,9%-, 99%-, 95%-, 90%- Niveau. – t-Werte in Klammern.

Alle Variablen sind im Text definiert.

Quelle: eigene Berechnungen

fettarme Joghurtprodukte für Hersteller daher niedrigere Grenzkosten in der Produktion aufweisen als fettreichere Produkte.

*FRUCHT* ist eine Dummyvariable, in der Joghurtprodukte mit (ohne) Frucht bzw. einer Geschmackszutat den Wert Eins (Null) erhalten. Von 41 untersuchten Produkten haben 37 die Eigenschaft

*FRUCHT*, sodass sich hier Produkte mit hohem und niedrigem Innovationserfolg finden. Neuprodukte mit Fruchtgehalt erzielen zwar einen signifikant höheren Produktpreis, aber die Absatzmenge ist andererseits signifikant niedriger als bei Innovationen ohne Fruchtgehalt. Offenbar kann der positive Preiseffekt den negativen Absatzeffekt nicht kompensieren, so-

dass die Eigenschaft *FRUCHT* einen negativen Einfluss auf den Erfolgsindikator Umsatz zeigt. Im Jahr 2001 fand offensichtlich eine Rückbesinnung der Verbraucher auf naturbelassene Joghurtprodukte ohne Geschmackszusätze statt.

*INHALT* ist eine erklärende, metrische Variable, die die Packungsgröße in Gramm angibt. Theoretisch ist zu erwarten, dass bei größeren Packungseinheiten die Grenzkosten pro Gewichtseinheit sinken und dies ceteris paribus preissenkend wirken dürfte. Allerdings können Verbraucher größere Packungseinheiten positiv oder negativ bewerten, sodass in Abhängigkeit von den Präferenzen die Mengen- und Umsatzeffekte theoretisch in beide Richtungen gehen können. Auch hier zeigt sich, dass die Eigenschaft *INHALT* keinen statistisch signifikanten Einfluss auf den Umsatz neuer Joghurtprodukte ausübt, dass aber wiederum gegenläufige Effekte auf die Umsatzkomponenten Menge und Preis vorhanden sind. Eine größere Inhaltmenge senkt signifikant das Preisniveau pro Gewichtseinheit, konsistent mit dem Argument sinkender Grenzkosten, steigert aber gleichzeitig die Absatzmengen.

Mehrere Indikatoren des **Vertriebsweges** – und damit auch der Vermarktungsstrategien der Firmen – sind offenbar von großer Bedeutung für den Innovationserfolg bei Joghurtprodukten. Die Variable *PROZENTGESCHÄFTE* misst den Prozentsatz der Geschäfte, die das neue Produkt führen. Da diese Einflussgröße den Distributionsgrad abbildet, ist ein positiver Effekt auf den Innovationserfolg zu erwarten. Dies wird durch die ökonometrischen Ergebnisse eindeutig bestätigt. Steigt der Distributionsgrad, erhöht sich der Umsatz bei einem neuen Joghurtprodukt signifikant. Der Umsatzeffekt wird dabei getragen von einem gleichgerichteten Mengen- und Preiseffekt. Mit wachsendem Distributionsgrad erhöht sich die Absatzmenge signifikant. Neuprodukte, die einen höheren Distributionsgrad haben, sind offenbar auch jene, die tendenziell ein höheres Preisniveau am Markt realisieren können.

*DISCOUNTER* und *VM* stellen Umsatzanteile dar, die von den einzelnen Produktneueinführungen in Discountern bzw. in Verbrauchermärkten erzielt werden. Wächst die Bedeutung der Discounter in der Vertriebsstrategie der neuen Produkte, ist dies mit einem signifikant steigenden Mengenabsatz und einem signifikant fallenden Durchschnittspreis verbunden. Interessanterweise scheinen sich die gegenläufigen Mengen- und Preiseffekte wieder zu kompensieren, denn die Wirkung eines zunehmenden Absatzes über Discounter auf den Erfolgsindikator Umsatz ist nicht signifikant. Beim Absatz über Verbrauchermärkte ist

der Effekt auf den Innovationserfolg allerdings eindeutig. Mit einer wachsenden Bedeutung der Verbrauchermärkte wird der Umsatz eines neuen Joghurts signifikant gesteigert. Dies ist bestimmt durch den stark positiven Effekt auf die Absatzmenge. Einen eindeutigen Effekt von *VM* auf den Durchschnittspreis gibt es nicht.

*UMSATZANTEIL.OST* benennt die Umsatzanteile der neuen Produkte in Ostdeutschland und erfasst damit die regionale Absatzstruktur für die einzelnen Produkte. Neue Joghurtprodukte, die einen hohen Umsatzanteil in Ostdeutschland haben, sind offenbar im Hinblick auf die Indikatoren Umsatz und Preis signifikant erfolgreicher als neue Produkte mit einem niedrigen Umsatzanteil in Ostdeutschland.

Unabhängig von den bisher erörterten Determinanten wird der Innovationserfolg auch durch **Innovationseigenschaften** bestimmt, wie aus Tabelle 2 ersichtlich ist. Produkte, die das Innovationsmerkmal Premium (*PREMIUM*) aufweisen, sind Artikel, die mit Begriffen wie „Deluxe“, „Premium“ oder „Feinkost“ beschrieben und beworben werden. Variationen (*VARIATION*) sind Produkte, die keine echten Neuheiten darstellen, sondern bei denen es sich um Relaunches oder Line-Extensions handelt. Als gesund beschriebene Lebensmittel, z.B. fettarme, vitaminreiche oder cholesterinarme Produkte, tragen das Innovationsmerkmal Gesundheit (*GESUNDHEIT*). Beim Innovationsmerkmal Functional Food (*FUNCTIONALFOOD*) handelt es sich um Produkte mit einem funktionellen Zusatznutzen für den Verbraucher (z.B. probiotische Joghurts). Joghurtprodukte, die das Merkmal Convenience (*CONVENIENCE*) aufweisen, sind besonders einfach, beispielsweise ohne Löffel, zu verzehren. *SUMMEINNO* ist die Gesamtzahl der Innovationsmerkmale, die ein Produkt aufweist. Hierbei wurden alle Merkmale als gleichwertig betrachtet, und es wurden insgesamt sechs Merkmale unterschieden.

Der Regressionskoeffizient der Variablen *FUNCTIONALFOOD* zeigt, dass das Vorhandensein eines funktionellen Zusatznutzens zu einer signifikanten Erhöhung des Innovationserfolgs führt. Die Premiumeigenschaft eines Joghurts (*PREMIUM*) führt zu einer signifikanten Reduktion des Umsatzes im Vergleich zu Innovationen ohne diese Eigenschaft. Offenbar ist der Mengeneffekt in diesem Fall gewichtiger als ein potenziell möglicher Preisaufschlag: Die Eigenschaft *PREMIUM* begünstigt eindeutig den erzielbaren Preis, verringert aber die abgesetzte Menge.

Interessant ist der Einfluss des Innovationsmerkmals *GESUNDHEIT* auf den Erfolg. Es zeigt sich ein signifikant positiver Effekt auf den erzielbaren Preis.

Offenbar liegt eine höhere marginale Zahlungsbereitschaft für diese Eigenschaft vor als für Produktinnovationen, denen dieses Merkmal fehlt. Allerdings ist der höhere Preis mit niedrigeren Absatzmengen verbunden. Da der Mengeneffekt scheinbar stärker als der gegenläufige Preiseffekt ist, schneiden Joghurtinnovationen mit dem Merkmal *GESUNDHEIT* im Hinblick auf den Erfolgsindikator Umsatz schlechter ab als Innovationen ohne dieses Merkmal. Ein Preisaufschlag im Vergleich zu anderen Joghurtinnovationen wird zwar wirksam, aber in einem eher kleinen Marktsegment. Es zeigt sich auch, dass mit einer Kombination von Innovationsmerkmalen (*SUMMEINNO*) der Umsatz eines neu eingeführten Joghurtprodukts ebenso wie der Mengenabsatz statistisch signifikant ansteigt. Gleichzeitig liegt mit einer größeren Zahl von Innovationsmerkmalen bei einem neuen Produkt der erzielte Preis eher niedriger.

Sehr bedeutend sind außerdem die **Dummyvariablen für die verschiedenen Milchindustrieunternehmen**: *EHRMANN, WEIHENSTEPHAN, BAUER, MUELLER, NESTLÉ, DANONE, ZOTT* und *LANDLIEBE*. Firmendummies werden in der Regel sowohl die Grenzkosten- und damit die Angebotskurve als auch die Nachfragekurve beeinflussen. Die Grenzkosten sind firmenspezifisch, da sie z.B. von firmenspezifischen Werbeaktivitäten oder der Größe der Produktionskapazitäten maßgeblich beeinflusst werden. Daneben sind, wie aus hedonischen Analysen zu sehr unterschiedlichen Lebensmitteln bekannt ist, typischerweise unterschiedliche Präferenzen für Produkte verschiedener Hersteller vorhanden. Wie sich dies auf den Erfolg von einzelnen Innovationen auswirkt, ist eine empirische Frage. Eindeutig ist, dass, bis auf wenige Ausnahmen, die Produktinnovationen der „großen“ Anbieter besonders erfolgreich sind. Dies zeigen die signifikant positiven Koeffizienten für *WEIHENSTEPHAN, BAUER, NESTLÉ, DANONE* und *ZOTT* bei maximal 10 %iger Irrtumswahrscheinlichkeit. Interessant ist, dass diese positive Wirkung des Firmennamens auf den Umsatz bei neuen Joghurtprodukten einhergeht mit einem negativen Effekt auf den erzielten Preis. Dies ist überraschend, erklärt sich aber aus der Tatsache, dass nur Produktneueinführungen untereinander verglichen werden. Bei den Innovationen werden die höchsten Preise pro Mengeneinheit offenbar von Joghurtprodukten kleinerer Molkereien erzielt, die vergleichsweise kleine Mengen absetzen: Die Produkte der kleineren Molkereien Rhöngold, Gropper und Milchwerke Schwaben sind Beispiele. Sie realisieren tendenziell höhere Preise als die große-

ren Anbieter, allerdings deutlich geringere Absatzmengen. Die positiven Koeffizienten bei den Firmen *Weihenstephan, Bauer, Nestlé, Danone* und *Zott* im Hinblick auf die Absatzmengen zeigen, dass diese großen Anbieter über positive Wirkungen des Firmennamens auf die Absatzmengen den negativen Preiseffekt überkompensieren und so den größeren Innovationserfolg beim Umsatz realisieren.

## 6 Was bestimmt den Innovationserfolg aus der Sicht einzelner Unternehmen? Empirische Ergebnisse

In der bisherigen Analyse wurde der Erfolg neuer Produkte über deren Gesamtumsatz am Markt und dessen Teilkomponenten Absatzmenge und Preis dargestellt. Es ist eine Schwäche dieses Ansatzes, dass beim Erfolgsindikator Umsatz in aller Regel Innovationen größerer Unternehmen als besonders erfolgreich erscheinen werden. Aus der Sicht einzelner, insbesondere kleinerer und mittlerer Unternehmen kann dagegen ein hoher Innovationserfolg vorliegen, auch wenn das neue Produkt im Vergleich zu den Marktführern nur weit unterdurchschnittliche Umsätze erzielt.

Um diese Größeneffekte zu berücksichtigen, wurde der mit einem neuen Produkt erzielte Umsatz auf den Gesamtumsatz mit Milchprodukten in Deutschland der jeweiligen Firma im Jahr 2001 bezogen. Es wurde dann der Umsatzanteil des Neuproduktes am Unternehmensumsatz (*UMSATZANTEIL*) als Erfolgsindikator verwendet und nicht der Umsatz mit dem Neuprodukt als Absolutbetrag (*UMSATZ*).

Mit der letzten Spalte in Tabelle 2 wird der relative Innovationserfolg in einer eigenen Regression im Rahmen des SUR-Ansatzes erklärt. Damit ist es möglich, in Tabelle 2 vergleichend die Bestimmungsfaktoren des absoluten und des relativen Innovationserfolgs zu analysieren. Deutlich wird, dass über Produktcharakteristika, die Art des Vertriebsweges, Innovationsmerkmale und die Herstellernamen auch die Variation des relativen Innovationserfolgs zu einem sehr hohen Anteil ( $\bar{R}^2$ -Wert von 0,87) erklärt werden kann. Eine ganze Reihe von Bestimmungsfaktoren wirkt in gleicher Weise auf den Anteil des Umsatzes mit einem neuen Joghurtprodukt am gesamten Umsatz des Unternehmens mit Milchprodukten (*UMSATZANTEIL*) wie auf den *UMSATZ*. Es gibt allerdings auch Einflussgrößen, die entweder nur den *UMSATZANTEIL* oder nur den *UMSATZ* signifikant beeinflussen.

Bei den **Produktcharakteristika** wirkt die Eigenschaft *FETTARM* in entgegengesetzter Weise auf den Umsatzanteil und den Umsatz. Innovative fettarme Joghurts erzielen tendenziell höhere Umsätze, der Umsatzanteil fällt dagegen geringer aus. Während die Eigenschaft *FRUCHT* nur den Gesamtumsatz signifikant verringert, aber keinen signifikanten Einfluss auf den relativen Innovationserfolg zeigt, senkt eine steigende Inhaltsmenge (*INHALT*) nur den Umsatzanteil der Produktinnovationen.

Bezüglich des **Vertriebsweges** weisen Produktneueinführungen, die einen hohen Distributionsgrad haben (*PROZENTGESCHÄFTE*), nicht nur einen höheren Umsatz, sondern auch einen signifikant höheren Umsatzanteil auf, der mit diesen Produkten erwirtschaftet werden kann. Während nach Tabelle 2 kein negativer Einfluss von der Vertriebschiene *DISCOUNTER* auf den Umsatz ausgeht, sinkt bei einem höheren Wert von *DISCOUNTER* der Umsatzanteil, der mit neuen Joghurtprodukten am Firmenumsatz erzielt wird.

**Innovationseigenschaften** zeigen zumeist einen gleichgerichteten Einfluss auf Umsatzanteil und Umsatz. So steigern das Vorhandensein der Innovationseigenschaft *CONVENIENCE* und ein funktioneller Zusatznutzen (*FUNCTIONALFOOD*) sowohl den Umsatzanteil als auch den absoluten Umsatz. Das Vorliegen der Innovationseigenschaften *PREMIUM* ist im Vergleich zu Innovationen ohne dieses Merkmal aber mit einem niedrigeren Umsatzanteil und einem niedrigeren Gesamtumsatz verbunden. Allein das Innovationsmerkmal *GESUNDHEIT* zeigt bei negativen Wirkungen auf den Gesamtumsatz positive Wirkungen auf den Umsatzanteil. Firmen, die bei Joghurtinnovationen auf dieses Merkmal setzen, weisen also keinen überdurchschnittlichen Gesamterlös mit diesen Produkten auf, aber einen überdurchschnittlichen Anteil am Firmenumsatz. Überraschend ist der signifikant negative Einfluss der Gesamtzahl an Innovationsmerkmalen (*SUMMEINNO*) auf den relativen Innovationserfolg. Dies könnte bedeuten, dass einzelne, durch Produktpräsentation und Werbung gezielt herausgestellte Innovationsmerkmale Erfolg versprechen. Die Kombination mehrerer innovativer Eigenschaften wird dagegen vom Verbraucher nicht honoriert bzw. scheinen sich positive und negative Einflüsse verschiedener Innovationsmerkmale in der Summe zu kompensieren.

Unabhängig von den Einflussfaktoren Vertriebsweg, Produktcharakteristika und Innovationseigenschaften hat der **Herstellernamen** einen starken Effekt

auf den relativen Innovationserfolg, der für die in Tabelle 2 aufgelisteten Unternehmen stets negativ ist. Hier wird bestätigt, dass eine alleinige Umsatzmessung als Erfolgsindikator von Produktinnovationen zu kurz greift: Die großen Molkereien erzielen mit den neuen Joghurtprodukten zwar zumeist überdurchschnittliche Umsätze. Die Bedeutung der Neuprodukte für den Unternehmenserfolg – gemessen an ihrem Umsatzanteil – ist jedoch geringer als in kleineren Molkereien. Vor dem Hintergrund, dass kleinere Molkereien eine geringere Anzahl verschiedener Produkte herstellen und dem einzelnen (Neu-)Produkt somit eine höhere Umsatzbedeutung zukommt, erscheint dieses Ergebnis durchaus plausibel.

## 7 Interpretationen und Schlussfolgerungen

Innovationen und technischer Fortschritt sind für das Einkommensniveau in einer Volkswirtschaft und für das gesamtwirtschaftliche Wachstum von entscheidender Bedeutung. Im Bereich der Agrar- und Ernährungswirtschaft sind Produktinnovationen zunehmend wichtig, um neue Absatzmärkte zu erschließen, die eigene Position auf gesättigten Märkten zu behaupten und so auch bei sinkender Protektion durch preis- und einkommenspolitische Maßnahmen des Staates das sektorale Einkommen abzusichern. Viele Produktinnovationen im Bereich des Produzierenden Ernährungsgewerbes erweisen sich jedoch als Misserfolg. Vor diesem Hintergrund ist es sehr bedeutsam, die Determinanten des Innovationserfolgs zu kennen.

In diesem Beitrag wird ein Schwerpunkt gesetzt, der in vorhandenen Innovationsstudien weitgehend fehlt. Erstens wird ein outputorientiertes, monetäres Maß des Innovationserfolgs, der Umsatz bzw. der Umsatzanteil eines neuen Produktes, verwendet. Zweitens dienen Scannerdaten des LEHs als Datengrundlage, die mit externen Daten über Produktneueinführungen kombiniert werden. Bei der Analyse des deutschen Marktes für Joghurt und Joghurtprodukte wird mit disaggregierten und beobachteten Marktdaten gearbeitet. Dies unterscheidet diese Arbeit sowohl von bisherigen Arbeiten auf der Basis von Struktur-Verhaltens-Ergebnis-Ansätzen, die typischerweise über Branchen des Produzierenden Ernährungsgewerbes hinweg vergleichen, als auch von betriebswirtschaftlichen Innovationsstudien, die in der Regel Befragungsdaten einzelner Unternehmen in den Vordergrund stellen.

Es zeigt sich, dass ein hoher Anteil der Variation im Umsatz mit neuen Joghurtprodukten in multiplen Regressionsmodellen über Inhaltsstoffe und weitere Charakteristika der Produkte, durch Eigenheiten der Vertriebswege, durch Merkmale der Innovationen aus Sicht der Verbraucher und durch Dummyvariablen für wichtige Herstellerfirmen erklärt werden kann. Analoges gilt für die Komponenten des Erfolgsindikators Umsatz – die Höhe der Absatzmengen und die Höhe des durchschnittlich erzielten Preises. Die Regressionsergebnisse unterstreichen, dass vor allem ein hoher Verbreitungs- und ein hoher Neuheitsgrad der Joghurtinnovationen von entscheidender Bedeutung für erfolgreiche Produktneueinführungen sind. Gleichzeitig ist eine Orientierung der Produkteigenschaften wie Fettgehalt, Geschmacksrichtung und Packungsgröße an den aktuellen Verbraucherpräferenzen wichtig. Interessant ist, dass die Determinanten häufig unterschiedliche Effekte auf die Umsatzkomponenten Absatzmenge und Preis aufweisen, die sich teilweise kompensieren. Zudem zeigt sich eine zumeist gleichgerichtete Wirkung von Produkteigenschaften, Vertriebsweg und Innovationsmerkmalen auf die beiden verglichenen Erfolgsindikatoren des Umsatzes und des Umsatzanteils. Die Bedeutung des verwendeten Erfolgsmaßes wird am Einfluss der Herstellerfirmen deutlich: Joghurtprodukte großer Molkereien erzielen in der Absolutbetrachtung einen höheren Umsatz. Der relative Erfolg, also der Umsatzanteil des Neuproduktes am Gesamtumsatz des Unternehmens, ist dagegen bei kleineren Molkereien höher.

Es kann gefolgert werden, dass Scannerdaten sehr interessante Informationen für Innovationsstudien bereitstellen. Sie bieten die Möglichkeit, die Bedeutung von Produktcharakteristika für den Innovationserfolg in wesentlich erweiterter Form aufzuzeigen. Über die Analyse der Wirkung von Produktcharakteristika auf die marginale Zahlungsbereitschaft hinaus, die in hedonischen Preisanalysen untersucht wird, wird es möglich, den Einfluss der Produkteigenschaften auf die Absatzmengen und den Umsatz zu messen. Damit kann gezeigt werden, ob einzelne Charakteristika neuer Produkte den Erfolgsindikator Umsatz über einen preissteigernden Effekt oder mehr über erhöhte Absatzmengen beeinflussen. Außerdem wird überprüft, inwieweit eine höhere marginale Zahlungsbereitschaft für Produkteigenschaften eines neuen Produkts – ausgedrückt durch positive implizite Preise in der hedonischen Preisgleichung – einhergeht mit positiven Effekten der Charakteristika auf die Absatzmengen und Verkaufserlöse. Die empirische Analyse von Joghurtinnovationen zeigte, dass dies in mehreren

Fällen nicht der Fall war. So lag z.B. für als gesund beworbene Joghurtprodukte oder Joghurtprodukte in Premiumqualität eine höhere marginale Zahlungsbereitschaft in der hedonischen Preisgleichung vor, allerdings führten diese Produktcharakteristika *ceteris paribus* zu geringeren Absatzmengen und Verkaufserlösen. Die hier vorgestellte reduzierte Form eines Charakteristikamodells ermöglicht es, über die gleichzeitige Verwendung von Preis-, Mengen- und Umsatzgleichungen wesentlich differenziertere Aussagen zum Innovationserfolg neuer Produkte abzuleiten, als es mit der Verwendung hedonischer Preisgleichungen allein möglich ist.

## Literatur

- AGHION, P., N. BLOOM, R. BLUNDELL, R. GRIFFITH und P. HOWITT (2005): Competition and Innovation: An Inverted U-Relationship. In: *The Quarterly Journal of Economics* 120 (2): 701-728.
- BHATTACHARYA, H. und R. INNES (2007): Does Market Concentration Promote or Reduce New Product Introductions? Selected Paper, AAEA Annual Meeting, Portland, OR, July 29 - August 1.
- BLOW, L., M.J. BROWNING und I.A. CRAWFORD (2008): Revealed Preference Analysis of Characteristics Models. In: *The Review of Economic Studies* 75 (2): 371-389.
- BMELV (Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz) (2000): Zur Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Milchwirtschaft. Schriftenreihe des BMELV, Reihe A: Angewandte Wissenschaft, Heft 486. Landwirtschaftsverlag, Münster.
- BROCKMEIER, M. (1992): Ökonomische Analyse der Nahrungsmittelqualität. Wissenschaftsverlag Vauk, Kiel.
- CHRISTENSEN, J.L., R. RAMA und N. VON TUNZELMANN (1996): Industry Studies of Innovation Using CIS Data: Study on Innovation in the European Food Products and Beverages Industry. Europäische Kommission, Brüssel.
- COHEN, W.M. und R.C. LEVIN (1989): Empirical Studies of Innovation and Market Structure. In: Schmalensee, R. und R.D. Willig (eds.): *Handbook of Industrial Organization*, Vol. II. North-Holland, Amsterdam: 1059-1107.
- CONNOR, J.M. (1981): Food Product Proliferation: A Market Structure Analysis. In: *American Journal of Agricultural Economics* 63 (4): 607-617.
- CORDERO, R. (1990): The Measurement of Innovation Performance in the Firm. In: *Research Policy* 19 (2): 185-192.
- DEUTSCHE MILCHWIRTSCHAFT (2002): Deutsche Milchwirtschaft Spezial. Die umsatzstärksten Moprop-Anbieter 2002. Verlag Th. Mann, Gelsenkirchen.
- GALIZZI, G. und L. VENTURINI (1996): Economics of Innovation: The Case of the Food Industry. Physica-Verlag, Heidelberg.
- GOPINATH, M., D. PICK und Y. LI (2004): Concentration and Innovation in the U.S. Food Industries. In: *Journal of Agricultural and Food Industrial Organization* 1, Article 15.

- GRIFFIN, M. und A.L. PAGE (1996): PDMA Success Measurement Project: Recommended Measures for Product Development Success and Failure. In: *The Journal of Product Innovation Management* 13 (6): 478-496.
- HENARD, D.H. und D.M. SZYMANSKI (2001): Why Some New Products Are More Successful Than Others. In: *Journal of Marketing Research* 38 (3): 362-375.
- HERRMANN, R., A. REINHARDT und C. ZAHN (1996): Wie beeinflusst die Marktstruktur das Marktergebnis? Ein empirischer Test am Beispiel von Produktinnovationen in der Ernährungswirtschaft. In: *Agrarwirtschaft* 45 (4/5): 186-196.
- HERRMANN, R., C. RÖDER und J.M. CONNOR (2000): Are Structure-Conduct-Performance Hypotheses of Competition Policy Valid? Econometric Evidence for the Case of New Food Product Introductions. In: *ifo Studien* 46 (2): 177-195.
- JOHNE, F.A. und P.A. SNELSON (1988): Success Factors in Product Innovation: A Selective Review of the Literature. In: *Journal of Product Innovation Management* 5 (2): 114-127.
- KAMIEN, M.I. und N.L. SCHWARTZ (1982): *Market Structure and Innovation*. Cambridge University Press, Cambridge.
- KRYSTALLIS, A., M. LINARDAKIS und S. MAMALIS (2010): Usefulness of the Discrete Choice Methodology for Marketing Decision-Making in New Product Development: An Example from the European Functional Foods Market. In: *Agribusiness* 26 (1): 100-121.
- KUBITZKI, S. und S. ANDERS (2005): Branchenspezifische Besonderheiten im Innovationsverhalten des Ernährungsgewerbes: Eine empirische Analyse des Mannheimer Innovationspanels. In: *Agrarwirtschaft* 54 (2): 101-111.
- LP (Lebensmittelpraxis, Zeitschrift für Macher, Markt und Management) (Verschiedene Ausgaben der Jahrgänge 2000 und 2001) Neuwied.
- MADAKOM GmbH (Marktdatenkommunikation für Handel und Industrie) (Hrsg.) (1998): *MADAKOM Scanningpanel: Daten vom Point of Sale*. Firmenschrift, Köln.
- MONTOYA-WEISS, M. und R. CALANTONE (1994): Determinants of New Product Performance: A Review and Meta-Analysis. In: *Journal of Product Innovation Management* 11 (5): 397-417.
- NGANJE, W., S. KAITIBIE, C. WACHENHEIM, E.T. ACQUAH, J. MATSON und G. JOHNSON (2008): Estimating Price Premiums for Breads Marketed as „Low-Carbohydrate Breads“. In: *Journal of Food Distribution Research* 39 (2): 66-76.
- RAMANATHAN, R. (2002): *Introductory Econometrics. With Applications*. Fifth edition. South-Western, Mason, Ohio.
- RÖDER, C., R. HERRMANN und J.M. CONNOR (2000): Determinants of New Product Introductions in the U.S. Food Industry: A Panel-Model Approach. In: *Applied Economics Letters* 7 (11): 743-748.
- STOCKMEYER, B. (2001): *Ansatzpunkte und Methoden zur Effizienzsteigerung im Innovationsmanagement der Ernährungsindustrie*. Dissertation. TU München-Weihenstephan.
- TEUBER, R. (2010): *Estimating the Demand for Sensory Quality – Theoretical Considerations and an Empirical Application to Specialty Coffee*. In: *German Journal of Agricultural Economics Agrarwirtschaft* 59 (3): 173-186.
- TRAILL, W.B. und M. MEULENBERG (2002): Innovation in the Food Industry. In: *Agribusiness* 18 (1): 1-21.
- WARD, C.E., J.L. LUSK und J.M. DUTTON (2008): Implicit Value of Retail Beef Product Attributes. In: *Journal of Agricultural and Resource Economics* 33 (3): 364-381.
- WEISS, C. und A. WITTKOPP (2005): Retailer Concentration and Product Innovation in Food Manufacturing. In: *European Review of Agricultural Economics* 32 (2): 219-244.
- WINKELMANN, T. (2004): *Erfolgsfaktoren in der Molkereiwirtschaft*. Dissertation. TU München-Weihenstephan.
- ZELLNER, A. (1962): An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. In: *Journal of the American Statistical Association* 57 (298): 348-368.
- ZELLNER, J.A. (1989): A Simultaneous Analysis of Food Industry Conduct. In: *American Journal of Agricultural Economics* 71 (1): 105-115.

## Danksagung

Wir danken zwei anonymen Gutachtern dieser Zeitschrift für sehr hilfreiche Kommentare zu zwei früheren Fassungen des Beitrags und Frau Dr. Anke Möser für wertvolle Vorarbeiten bei der Identifikation der ausgewählten Geschäfte im Madakom-Datensatz.

Kontaktautor:  
**PROF. DR. ROLAND HERRMANN**  
 Institut für Agrarpolitik und Marktforschung  
 Justus-Liebig-Universität Gießen  
 Senckenbergstr. 3, 35390 Gießen  
 E-Mail: Roland.Herrmann@agrar.uni-giessen.de

## Anhang 1. Übersicht über die untersuchten Produktinnovationen im Marktsegment Joghurtherzeugnisse 2000/ 2001

Hersteller	Produktname	Geschmacksrichtungen	EAN-Nummer	Kurzbezeichnung	Innovationsmerkmale	Menge/Verpackung	Markteintritt
<b>Campina GmbH</b> 74078 Heilbronn	Landliebe Rahmjoghurt	Erdbeere mit Vanille Pfirsich mit Birne Rhabarber mit Vanille	4040600022244 4040600022268 4040600022213	LL R Erd LL R Pf LL R Rha	PR	150g Becher	01.10.2000
<b>Campina GmbH</b> 74078 Heilbronn	Landliebe Joghurt original	pur	40406497	LL orig	QU, NO	200g Becher	01.01.2000
<b>Campina GmbH</b> 74078 Heilbronn	Landliebe Joghurt naturmild	pur	4040600001249	LL nat	QU, VP	200g Becher	01.01.2000
<b>Danone AG</b> 81735 München	Danone VitaLinea	Erdbeere Pfirsich Ananas Pflaume	4009700011657 4009700011671 4009700011695 4009700011718	Dan Vit Erd Dan Vit Pf Dan Dit Ana Dan Vit Pl	GE, LI	150g Becher	01.03.2000
<b>Danone AG</b> 81735 München	Danone Actimel Drink 0,1%	classic orange	4009700012081 4009700012425	Dan Ac cl Dan Ac or	VA, CO, GE, LI	4x100g Flasche 8x100g Flasche	01.06.2000
<b>Danone AG</b> 81735 München	FruchtZwerge Drink	Erdbeere	4009700012579	Dan Fru	VA, CO, VP, ZG	100g Flasche	01.03.2000
<b>Ehrmann AG</b> 71229 Leonberg-Ettingen	Ehrmann Almighurt mit feinen Schokoraspeln	Birne	4002971840902	Ehr Al	VA, VP	500g Mehrweg-Glas	01.07.2000
<b>Ehrmann AG</b> 71229 Leonberg-Ettingen	Ehrmann Cremighurt	Herz-Kirsche Williams Christ Birne Garten-Erdbeere Stracciatella	4002971313406 4002971313307 4002971313109 4002971313208	Ehr Cre Kir Ehr Cre Bir Ehr Cre Erd Ehr Cre Stra	PR	150g Becher	01.01.2000
<b>Molkerei J.Bauer KG</b> 83512 Wasserburg/Im	Der große Bauer Frucht & Schokostücke	Erdbeere Stracciatella Banane	4002334113247 4002334113223	Bau Erd Bau Stra Bau Ba	VA	250g Becher	01.10.2000
<b>Milchwerke Schwaben eG</b> 89077 Ulm	Weideglück Gran Gusto Stracciatella	Stracciatella	4028900007413	Weide	PR, VP	1kg Eimer	01.11.2000
<b>Molkerei Alois Müller GmbH &amp; Co</b> 86850 Aretsdorf	Crema di Yogurt	Natur Erdbeer Pfirsich-Aprikose Kaffee	4025500006709 4025500006693 4025500006716 4025500006686	Mü Cre Nat Mü Cre Erd Mü Cre Pf Mü Cre Kaf	ET, PR	500g Becher	01.01.2001
<b>Molkerei Gropper GmbH &amp; Co</b> 86657 Bissingen	Käfer Yogurt Cremoso	Panna Cotta Tartufo	4000980037306 4000980037405	Kä Pan Kä Tart	VA, ET, PR, VP	500g Mehrweg-Glas	01.03.2000
<b>Nestlé Milchfrischprodukte GmbH</b> 60523 Frankfurt (heute hergestellt und vertrieben durch die Molkerei Alois Müller)	LC1 Fruchtjoghurt	Erdbeere Kirsche Waldfrucht/Himbeere Vanilla mit Pfirsich	3023290660676 3023290660683 3023290660638 3023290660669	LC1 Erd LC1 Ki LC1 Him LC1 Van	VA, GE	150g Becher	01.10.2000
<b>Onken GmbH, Moers</b> (gehört heute zu Dr. Oetker)	Onken Diät Joghurt	Pfirsich-Maracuja	4023600026306	On Di Pf	LI	500g Becher	01.03.2000
<b>RhönGold Molkerei</b> (Molkerei existiert nicht mehr, Produkt wurde von der Milchpeter Handelsges.m.b.H., A-1220 Wien, übernommen)	RhönGold Happy Joghurt	Vanille	4004449005707	Rhō Hap	ZG	120g Zweikammer-becher	01.01.2000
<b>Staatliche Molkerei Weihenstephan GmbH &amp; Co. KG</b> 85354 Freising (gehört heute zur Molkerei Müller)	Weihenstephan frischer Rahmjoghurt	Pfirsich Waldfrüchte	4008452011625 4008452010383	Wei R Pf Wei R Wald	VA, PR	175g Becher	01.11.2000
<b>Zott GmbH &amp; Co. KG</b> 86690 Mertingen	Zott Jogolè	Erdbeere Kirsche Pfirsich	4014500013725 4014500013800 4014500013848	Z Jog Erd Z Jog Ki Z Jog Pf	GE, LI	150g Becher	01.09.2000
<b>Zott GmbH &amp; Co. KG</b> 86690 Mertingen	Zott Sahne-Joghurt mit geraspelter Schokolade	Stracciatella	4014500001487	Z Sa Stra	VA, PR	150g Becher	01.04.2000
<b>Zott GmbH &amp; Co. KG</b> 86690 Mertingen	Zott Starfrucht mit Sechskorn	Pfirsich Erdbeere	4014500013428 4014500013466	Z Star Pf Z Star Erd	GE	200g Becher	01.04.2000

Quelle: eigene Zusammenstellung

Artikel 8

**Unternehmerische Anreize zur Teilnahme an Labelling- und Qualitätssicherungsprogrammen auf heterogenen Lebensmittelmärkten**

Roland Herrmann und Rebecca Schröck

Erschienen in:

Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung des DIW Berlin 81 (4), 2012, S. 123-145  
(*Duncker & Humblot, Berlin*).

# Unternehmerische Anreize zur Teilnahme an Labelling- und Qualitätssicherungsprogrammen auf heterogenen Lebensmittelmärkten

ROLAND HERRMANN UND REBECCA SCHRÖCK\*

Roland Herrmann, Institut für Agrarpolitik und Marktforschung, Justus-Liebig-Universität Gießen,  
E-Mail: Roland.Herrmann@agrar.uni-giessen.de  
Rebecca Schröck, Institut für Agrarpolitik und Marktforschung, Justus-Liebig-Universität Gießen,  
E-Mail: Rebecca.Schroeck@ernaehrung.uni-giessen.de

**Zusammenfassung:** Die Kennzeichnung von Lebensmitteln ist zu einem viel diskutierten Element der Ernährungs- und Verbraucherpolitik geworden. Dabei existiert eine große Vielfalt von Labels, die auf sehr verschiedene Eigenschaften der Lebensmittel ausgerichtet und mit unterschiedlichsten Instrumenten der Qualitätssicherung verknüpft sind. Über die Wirkungen der Vielzahl von Labels bestehen noch unzureichende Erkenntnisse, und dies erschwert eine zielgerichtete Ausgestaltung der politischen Rahmenbedingungen. Nach einem einführenden Überblick über die Ökonomik des Labellings wird in diesem Beitrag herausgearbeitet, welche Anreize Labelling- und Qualitätssicherungsmaßnahmen von Seiten des Staates und unabhängiger Institutionen bieten und unter welchen Bedingungen eine Teilnahme an diesen Programmen wohlfstandssteigernd für Unternehmen der Ernährungswirtschaft ist. In einer hedonischen Analyse von Daten des GfK-Verbraucherpanels wird dann aufgezeigt, dass die meisten bestehenden Labelling- und Qualitätssicherungsprogramme zu einem Preisaufschlag führen und die marginale Zahlungsbereitschaft der Verbraucher erhöhen. Diese Preisaufschläge sind eine notwendige Voraussetzung für einen Wohlstandsgewinn. Ob sie gleichzeitig die Grenzkosten der Programmteilnahme kompensieren können, ist stark von der Ausgestaltung der Regulierungen zur Lebensmittelkennzeichnung abhängig.

→ JEL Classification: C23, D11, D12, D82

→ Keywords: Labelling, hedonic analysis, German cheese market, organic food, country of origin, PDO/PGI label, quality assurance schemes

\* Die Reihenfolge der Autoren ist alphabetisch; es wird keine Erstautorenschaft zugewiesen. Wir danken der Bundesanstalt für Landwirtschaft und Ernährung für die finanzielle Förderung des Forschungsvorhabens 2808OE148 im Rahmen des Bundesprogramms Ökologischer Landbau und anderer Formen nachhaltiger Landwirtschaft, Herrn Prof. Dr. U. Hamm, Universität Kassel, für die Überlassung der Daten des GfK-Haushaltspanels sowie Lektoren dieser Zeitschrift für hilfreiche Anmerkungen zu einer früheren Fassung des Beitrags.

**Summary:** Food labelling has become a major element of food policy. The growing importance of the topic is associated with a large variety of labels which refer to very different characteristics of foods and are linked to a growing number of quality assurance schemes. The economics of labelling is still far from being comprehensive and, thus, a rational design of labelling policies remains difficult. Largely unknown is the extent to which the participation in individual food labelling schemes is attractive to processors and how important the determinants of participation are. This question is considered here. After an introduction to the economics of labelling, we elaborate what determines the price premium from participation in a labelling and quality assurance scheme and under which conditions participation is welfare-increasing for agribusiness firms. We show then in a hedonic analysis based on data from the German GfK Consumer Panel to what extent existing label and quality assurance programs raise consumers' willingness to pay and provide incentives for participation. Positive price premia are a precondition for a welfare gain, but it depends on governmental regulation and the rules of third-party certification whether participation and quality assurance pays for agribusiness firms.

## I Einführung

In der Agrar- und Ernährungspolitik haben sich die Schwerpunkte verlagert. Im Zuge der Liberalisierung der Agrarmärkte hat die Bedeutung von Preisstützungsmaßnahmen abgenommen. Dafür steht die Wettbewerbsfähigkeit der Ernährungswirtschaft auf Märkten verarbeiteter Lebensmittel mehr im Vordergrund, und die Regulierung der Rahmenbedingungen für diese Märkte wird bedeutender. So ist auch die Kennzeichnung von Lebensmitteln zu einem wichtigen Element der deutschen (BMELV 2012) und Europäischen Ernährungs- und Verbraucherpolitik geworden, insbesondere im Rahmen der Europäischen Qualitätspolitik (Becker 2009). Auch aus der wissenschaftlichen Politikberatung liegen aktuelle Überlegungen und Vorschläge zur Regulierung der Lebensmittelkennzeichnung vor (Wissenschaftliche Beiräte 2012). Dort und in verschiedenen Überblicksbeiträgen wird gezeigt, dass die Lebensmittelkennzeichnung ein schwieriges und vielschichtiges Thema ist (Golan et al. 2001, Caswell und Anders 2011, Marette und Roosen 2011, Drichoutis, Nayga und Lazaridis 2011). So bezieht sich die Lebensmittelkennzeichnung auf ganz verschiedene Charakteristika der Güter: auf Produkt- und Prozesseigenschaften von Lebensmitteln, auf Inhalts- oder Nährstoffe, den Gehalt an gesundheitsfördernden oder –schädlichen Produktcharakteristika und verschiedene Qualitätsindikatoren, wie zum Beispiel die geographische Herkunft oder die Teilnahme an freiwilligen oder gesetzlich vorgeschriebenen Qualitätssicherungssystemen.

Im Vordergrund der wissenschaftlichen Literatur zum Labelling stand bisher die Wahrnehmung und Akzeptanz von verschiedensten Lebensmittelkennzeichnungen durch die Verbraucher, ihre Wirkungen auf das Ernährungsverhalten sowie die Erhebung von Zahlungsbereitschaften für gekennzeichnete Qualitätseigenschaften der Lebensmittel mit experimentellen oder nicht-experimentellen Methoden. Crutchfield, Kuchler und Variyam (2001) sowie Drichoutis, Nayga und Lazaridis (2011) stellen solche Verbraucherstudien zu Ernährungsinformationen und deren methodische Vorgehensweisen sowie staatliche Eingriffe zur Regulierung von Ernährungsinformationen in verschiedenen Ländern vor. In verschiedenen empirischen Analysen ist u.a. herausgearbeitet worden, dass eine marginale Zahlungsbereitschaft für gesundheitsfördernde Eigenschaften von Lebensmitteln (Marette et al. 2010), für die ökologische Produktion von Lebensmitteln (Cranfield, Deaton und Shellikeri 2009), für gentechnikfreie Lebensmittel (Hartl 2008: 148 ff), für fairen Handel (Weber 2011) und für Eigenschaften wie tierschutzgerechte Produktion (Chang, Lusk und Norwood 2010) vorhanden ist. Auch für Qualitätssignale wie ge-

geschützte geographische Herkunftsbezeichnungen (Loureiro und McCluskey 2000) oder zertifizierte Qualitätssicherungssysteme besteht offenbar eine positive marginale Zahlungsbereitschaft vieler Verbraucher.

Die wissenschaftliche Analyse zu Ernährungsinformationen ist auch geprägt von Arbeiten zu den gesamtwirtschaftlichen Wohlstandswirkungen. Unstrittig ist, dass insbesondere bei Vertrauenseigenschaften von Lebensmitteln – wie „ökologische Produktion“, „gentechnikfrei“ oder „tiergerecht erzeugt“ – oftmals eine asymmetrische Informationsverteilung zwischen Erzeugern und Verbrauchern vorliegt. Ein Marktversagen im Sinne von Akerlof (1970) kann die Folge sein, und möglicherweise wird ein staatliches Eingreifen notwendig, um dem Marktversagen entgegenzuwirken. Ein passendes Instrument könnte staatliche Ernährungsinformationspolitik, zum Beispiel über die gesetzlich vorgeschriebene Lebensmittelkennzeichnung, sein. In diesem Zusammenhang zeigen Teisl und Roe (1998: 145) auf, dass eine Wohlstandsverbesserung auf Seiten der Verbraucher nur auftreten kann, wenn Ernährungsinformationen bereitgestellt werden, die Qualitätsunsicherheit reduzieren und nicht irreführend sind. Würde der Staat richtig über neu erkannte Gefahren eines gesundheitsgefährdenden Produkts oder gesundheitsgefährdende Inhaltsstoffe in einem Produkt informieren, käme es bei der Berücksichtigung der Nachfragekurven vor und nach der Information zu einem Wohlstandsverlust, wenn das Konzept der Konsumentenrente standardmäßig angewandt werden würde. Foster und Just (1989) haben dieses Paradoxon aufgeklärt und gezeigt, dass die verbesserte und richtige Information Grundlage der Wohlfahrtsbewertung sein muss. Es sollte nicht – wie üblich – die ursprüngliche Verbraucherentscheidung unter Konsumentensouveränität als Bewertungsmaßstab dienen, sondern die Entscheidung, die Verbraucher bei Einsicht in die richtigen Zusammenhänge getroffen hätten. Just, Hueth und Schmitz (2004: 423 ff) geben einen Einblick in die Wohlfahrtsökonomik von neuen Informationen. Auf Basis dieser theoretischen Grundlagen zur Bewertung von Ernährungsinformationen wurden einzelne empirische Untersuchungen zu Lebensmittelkrisen vorgelegt (Mazocchi, Stefani und Henson 2004); Anwendungen zur Berechnung von Nutzen und Kosten von Labellinginformationen fehlen aber weitgehend.

Caswell und Mojduszka (1996) argumentieren, dass die staatliche Regulierung zum Labelling von Ernährungsinformationen bedeutende Auswirkungen auf die Dynamik der Märkte für Lebensmittelqualität haben kann. Es liegen aber insgesamt nur sehr wenige Untersuchungen dazu vor, welche Anreize von Labelling auf Firmen ausgehen. Aus einzelnen Verbraucherstudien, die die marginale Zahlungsbereitschaft für erwünschte Qualitätseigenschaften von Labels analysiert haben, werden Implikationen für Erzeuger und Verarbeiter abgeleitet. Dabei wird die Teilnahme an Labelling- und Qualitätssicherungsprogrammen als wichtiges Marketinginstrument angesehen, um die Preise und den Gewinn von Firmen der Ernährungswirtschaft zu erhöhen (Fotopoulos und Krystallis 2003).

Vor diesem Hintergrund hat dieser Beitrag zwei wesentliche Ziele. Zunächst wird in theoretischen Überlegungen herausgearbeitet, inwieweit die Teilnahme an Labelling- und Qualitätssicherungssystemen für Unternehmen der Ernährungswirtschaft attraktiv ist und von welchen Bestimmungsfaktoren die Existenz eines Preisaufschlags und eines Wohlstandsgewinns des Unternehmens abhängig ist (Abschnitt 2). Danach wird in einer empirischen Analyse geprüft, welche Labelling- und Qualitätssicherungssysteme mit einer erhöhten marginalen Zahlungsbereitschaft verbunden sind und wie sich die Preisaufschläge zwischen verschiedenen Programmen unterscheiden (Abschnitt 3). Als Anwendungsbeispiel dient hier ein Markt mit einem hohen Grad an Produktdifferenzierung – der deutsche Käsemarkt. Es folgt eine Diskussion der Ergeb-

nisse (Abschnitt 4). Abschließend werden Implikationen für die Ernährungs- und Verbraucherpolitik abgeleitet (Abschnitt 5).

## 2 Theoretische Überlegungen: Anreize für Unternehmen zur Teilnahme an Labelling- und Qualitätssicherungsprogrammen

Die Kennzeichnung von Lebensmitteln bedeutet, dass Firmen die Verpackung eines Lebensmittels mit einem Label versehen, das produktspezifische Informationen an Verbraucher liefert. Nach Golan et al. (2001: 119) dienen Labels als Hilfe für den Konsumenten, um das mit der Kennzeichnung versehene Produkt von anderen, ähnlichen Produkten zu unterscheiden. Gewinnmaximierende Unternehmen wenden das Instrument des Labellings an, sofern die erwarteten Erlöse durch die Kennzeichnung höher sind als die dadurch entstehenden Kosten. Ob und wie Firmen ihre Lebensmittel kennzeichnen, ist abhängig von den staatlichen Kennzeichnungsvorschriften und von Regeln der Verbände, die Qualitätssicherungssysteme administrieren. Außerdem können Ergebnisse von Qualitäts- und Produkttests durch unabhängige Institutionen einen Anreiz bieten, die in den Tests erfolgreichen Lebensmittel mit den entsprechenden Auszeichnungen zu kennzeichnen.

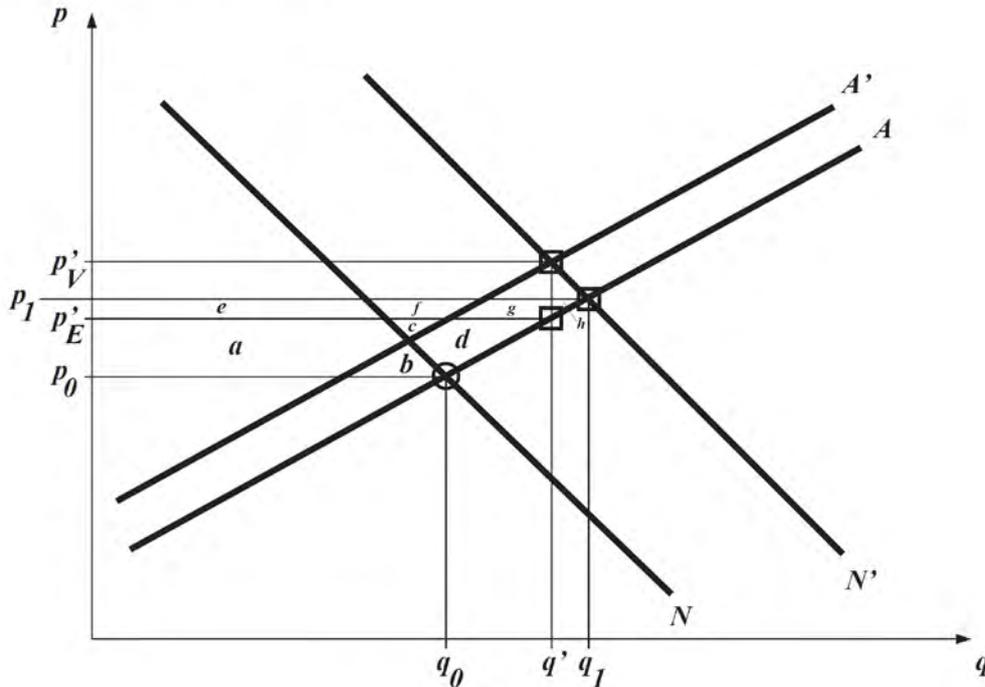
Ein Hauptargument für die Teilnahme von Unternehmen am Labelling ist, dass damit die höhere Qualität eines Lebensmittels von den Verbrauchern wahrgenommen wird und am Markt ein Preisaufschlag gegenüber der Standardqualität realisiert werden kann. Dies impliziert dann einen Wohlstandsgewinn für das Unternehmen im Vergleich zur Situation ohne Kennzeichnung (Abbildung 1).

In der dargestellten Situation wird davon ausgegangen, dass von einem Unternehmen ein Lebensmittel hoher Qualität hergestellt wird. Da das Gut Vertrauenseigenschaften aufweist, können Verbraucher das hohe Qualitätsniveau des Produkts ohne eine entsprechende Kennzeichnung nicht erkennen und seine Qualität nicht von der Standardqualität unterscheiden. Die Angebotskurve  $A$  stellt die Grenzkosten des Unternehmens der Ernährungsindustrie dar. Typischerweise verkaufen Unternehmen der Ernährungsindustrie über den Lebensmittelhandel an die Verbraucher. Die Nachfragekurve  $N$  stellt eine abgeleitete Nachfrage dar. Sie entspricht der Nachfragekurve des Lebensmittelhandels nach dem Gut der Firma und ist aus der Verbrauchernachfragekurve abgeleitet. Somit wird die Vermarktungsebene der Ernährungsindustrie abgebildet, wobei Wettbewerbspreisbildung im gesamten Vermarktungskanal unterstellt wird. Im Marktgleichgewicht wird das Preisniveau der Standardqualität,  $p_e$ , realisiert. Dort schneidet die Nachfragekurve  $N$  nach dem Gut der Firma die Grenzkosten- oder Angebotskurve  $A$  der Firma.

Wird durch Teilnahme an einer freiwilligen Qualitätsprüfung, zum Beispiel der Deutschen Landwirtschafts-Gesellschaft (DLG), oder an einem zertifizierten Qualitätssicherungssystem die überdurchschnittliche Qualität des Lebensmittels bescheinigt und über ein Label dem Verbraucher mitgeteilt, so verschiebt sich die Nachfragekurve nach rechts: von  $N$  nach  $N'$ . Durch die Teilnahme am Qualitätssicherungssystem entstehen auch zusätzliche Kosten, zum Beispiel als Folge der Qualitätskontrollen im Qualitätssicherungssystem oder der Neukennzeichnung des Produkts. Die Grenzkosten steigen, und die Angebotskurve verschiebt sich nach oben: von  $A$  nach  $A'$ . Das Ziel des Labellings aus unternehmerischer Sicht, die Erzielung eines Preisaufschlags, kann sich nur auf die Erhöhung des Nettopreises beziehen. Dafür muss die Rechtsverschiebung der Nach-

Abbildung 1

**Implikationen von Labelling für das Preisniveau und den Wohlstand von teilnehmenden Unternehmen**



fragekurve stärker ausfallen als die Linksverschiebung der Angebotskurve. Ist dies so, erhöht sich der Bruttopreis des qualitativ höherwertigen Lebensmittels von  $p_0$  auf  $p'_V$ . Bei diesem Preis schneiden sich die neue Nachfragekurve  $N'$  und die neue Angebotskurve  $A'$ . Der Nettopreis ist  $p'_E$ , und er liegt um die Grenzkosten der Teilnahme am Labelling unter  $p'_V$ . Da  $p'_E$  höher ist als  $p_0$ , führt Labelling zu einem Preisaufschlag und zu einem Wohlstandsgewinn für das beteiligte Unternehmen in Höhe der Fläche  $(a+b+c+d)$ .

Wie stark die Verschiebung der Nachfragekurve im Vergleich zur Angebotskurve ausfällt, ist von der Ausgestaltung des Labellingsystems abhängig. Durch die Teilnahme an zertifizierten Qualitätssicherungssystemen entstehen zusätzliche Kontrollkosten, durch die Teilnahme am Testverfahren der DLG Teilnahmekosten zur Prüfung der Produktqualität, die jeweils die Grenzkosten erhöhen. Es ist auch denkbar, dass die Grenzkosten nicht durch Kosten dieser Art ansteigen. Ein Beispiel wären Tests der Stiftung Warentest, bei denen Kontrollen durch eine anbieterunabhängige Institution erfolgen und die Grenzkosten allenfalls durch die Kennzeichnung der hohen Produktqualität ansteigen würden. Unter Vernachlässigung dieser geringen Zusatzkosten kann bei Tests der Stiftung Warentest davon ausgegangen werden, dass sich die Nachfragekurve durch Veröffentlichung positiver Testergebnisse und durch die Kennzeichnung verschiebt, zum Beispiel in Abbildung 1 von  $N$  nach  $N'$ , aber die Grenzkostenfunktion  $A$  durch das für die Firma exogene Testverfahren nicht verändert wird. Der Preis steigt von  $p_0$  auf  $p_1$  an, und der neue Preis stellt sowohl den Brutto- als auch den Nettopreis dar. Die Produzentenrente der Firma, deren Produkt ein positives Testergebnis erzielt, steigt um die Fläche  $(a+b+c+d+e+f+g+h)$  an. Wie stark

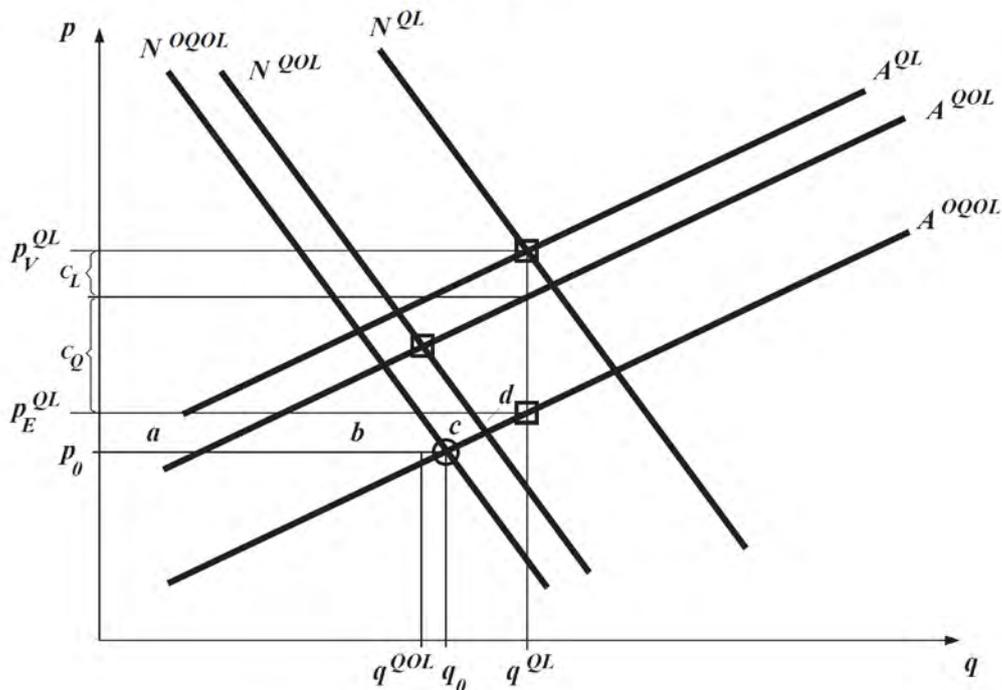
die Nachfragekurve durch die Kennzeichnung der überdurchschnittlichen Qualität nach rechts verschoben wird, ist eine empirische Frage und von der Wertschätzung des Labels bei den Verbrauchern abhängig.

Bisher wurden zusätzliche Erlöse und Kosten eines Labellings von Lebensmitteln betrachtet, die bereits qualitativ hochwertig sind. Nicht immer wird die vorgegebene Qualität eines Labelling- oder Qualitätssicherungsprogramms schon vor der Programmteilnahme produziert, sondern oft entscheiden Unternehmen über die Teilnahme an einem solchen Programm und stehen dann vor der Anpassung des Produktionsprozesses an die Anforderungen des Programms. Ein Beispiel wäre die Entscheidung, ein Produkt mit geschützter geographischer Herkunftsbezeichnung im Rahmen der dafür festgelegten Richtlinien herzustellen oder an einem regionalen Qualitäts- und Herkunftssicherungsprogramm teilzunehmen. In diesem Fall sind die Wirkungen der Teilnahme am Qualitätssicherungsprogramm und die des Labellings zu unterscheiden (Abbildung 2).

Wieder wird die Vermarktungsstufe der Ernährungsindustrie betrachtet und Wettbewerbspreisbildung unterstellt. Die Situation mit (ohne) Teilnahme an einem Qualitätssicherungsprogramm ist mit dem Superskript  $Q$  ( $OQ$ ), die Situation mit (ohne) Labelling mit dem Superskript  $L$  ( $OL$ ) bezeichnet. Ohne Teilnahme an einem Qualitätssicherungsprogramm und ohne Labelling ent-

Abbildung 2

**Implikationen einer Qualitätssteigerung durch Teilnahme an einem Qualitätssicherungsprogramm mit Labelling für das Preisniveau und den Wohlstand von teilnehmenden Unternehmen**



stehen Grenzkosten in Höhe der Angebotsfunktion  $A^{OQOL}$ . Die Nachfrage nach dem Lebensmittel entspricht der Nachfragekurve  $N^{OQOL}$ . Durch Teilnahme am Qualitätssicherungssystem steigen die Grenzkosten auf  $A^{QOL}$ , zum Beispiel durch die Einhaltung der Regeln der Qualitätssicherung über zusätzliche Kosten für Qualitätskontrollen oder die Verwendung vorgeschriebener, teurerer Rohstoffe. Durch das Labelling des im Qualitätssicherungssystem erstellten Lebensmittels entstehen wiederum zusätzliche Kosten, zum Beispiel durch die Neukennzeichnung des Produkts, so dass sich die Angebotskurve weiter nach oben auf  $A^{QL}$  verschiebt.

Die alleinige Teilnahme am Qualitätssicherungsprogramm mag eine Erhöhung der Nachfrage nach dem nun höherwertigen Produkt bringen, zum Beispiel von  $N^{OQOL}$  nach  $N^{QOL}$ . Aber erst durch die Kennzeichnung des Gutes mit dem Siegel des Qualitätssicherungsprogramms wird die Nachfrage merklich erhöht, auf  $N^{QL}$ , da dann die Vertrauens- beziehungsweise Erfahrungseigenschaften des höherwertigen Produkts für die Verbraucher sichtbar und zu Sucheigenschaften werden.

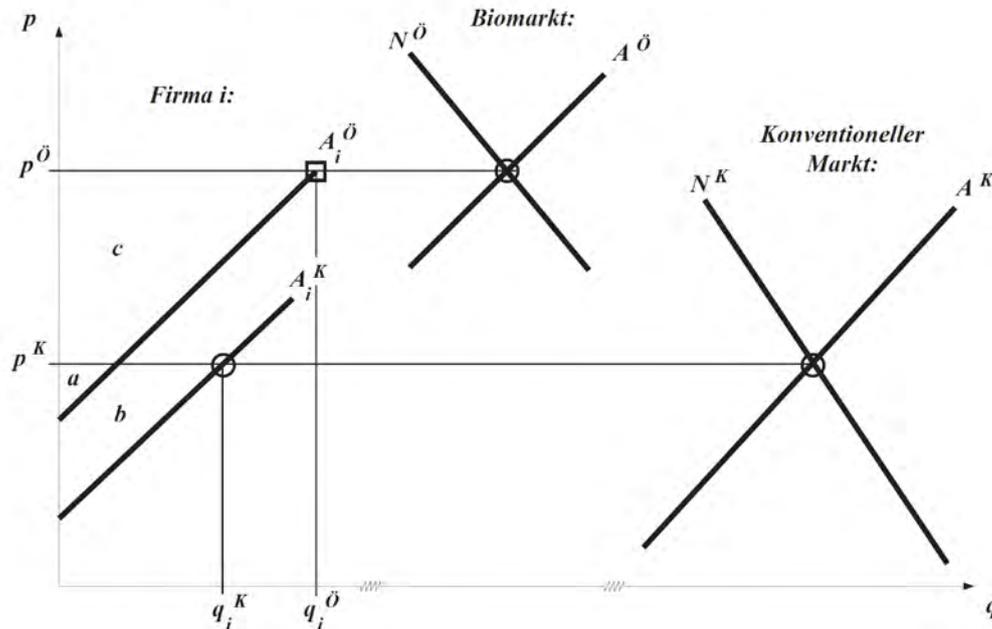
Die alleinige Teilnahme am Qualitätssicherungsprogramm ohne Kennzeichnung kann also zu einem Gleichgewicht links von  $q_0$  führen. Wenn beim Schnittpunkt der  $N^{QOL}$ - mit der  $A^{QOL}$ -Kurve die Grenzkosten der Teilnahme am Qualitätssicherungsprogramm abgezogen werden, sinkt der Nettopreis unter den Preis  $p_0$  der Ausgangssituation, und die gleichgewichtige Angebotsmenge sinkt auf  $q^{QOL}$ . Im dargestellten Fall wäre die alleinige Teilnahme an der Qualitätssicherung ohne eine entsprechende Kennzeichnung für das Unternehmen mit einem Wohlfahrtsverlust verbunden.

Die Situation verändert sich grundlegend durch die zusätzliche Kommunikation der Teilnahme am Qualitätssicherungsprogramm. Durch Teilnahme an der Qualitätssicherung und am Labelling steigt der Marktpreis des höherwertigen Lebensmittels auf  $p_r^{QL}$ , also den Preis, bei dem sich die  $N^{QL}$ - und die  $A^{QL}$ -Kurve schneiden. Zieht man hiervon die Grenzkosten der Teilnahme am Qualitätssicherungsprogramm ( $c_q$ ) und am Labelling ( $c_l$ ) ab, verbleibt für das Unternehmen ein Nettopreis  $p_E^{QL}$ . Dieser ist höher als der Referenzpreis  $p_0$ . Die Teilnahme am Qualitätssicherungsprogramm führt also zu einem höheren Nettopreis für das Unternehmen, und das Unternehmen realisiert einen Wohlstandsgewinn in Höhe der zusätzlichen Produzentenrente ( $a+b+c+d$ ).

Bisher wurde unterstellt, dass die Teilnahme an einem Labelling- und Qualitätssicherungsprogramm auf der bestehenden Produktion eines qualitativ hochwertigen Lebensmittels aufbauen kann oder eine Qualitätssteigerung nach den Regeln eines Qualitätssicherungssystems erfolgen muss. Eine völlige Umstellung des Produktionsprozesses wurde ausgeklammert. Diese wäre allerdings notwendig, wenn beispielsweise eine Produktion ökologisch erzeugter statt konventioneller Lebensmittel erfolgen soll. Dies würde einmalige versunkene Kosten induzieren, die eine schnelle Umstellung vom konventionellen auf den ökologischen Landbau unwahrscheinlich machen (Odening, Mußhoff und Utesch 2004). Oftmals liegt Pfadabhängigkeit vor, d.h. eine Abhängigkeit heutiger Entscheidungen von der Geschichte früherer Entscheidungen, die ein Verharren in bisherigen Entwicklungspfaden wie dem konventionellen Landbau begünstigen (Latacz-Lohmann, Recke und Wolff 2001). Informationsmängel über die neue Technologie sowie Risikoaversion können ökonomisch vorteilhafte Wechsel der Produktionsrichtung verhindern und zu den beobachteten Pfadabhängigkeiten führen. Wenn unterstellt wird, dass die einmaligen und großen Investitionen zur Produktionsumstellung aber doch getätigt werden, lassen sich die Deckungsbeiträge bei konventionellem und ökologischem Landbau vergleichen (Abbildung 3). Erneut unterstellen wir vollkommenen Wettbewerb, betrachten nun aber die Erzeugerstufe im

Abbildung 3

**Der konventionelle Markt und der Biomarkt eines Lebensmittels und die Wechselentscheidung eines Unternehmens**



Vermarktungskanal. Am Markt für konventionelle Lebensmittel bildet sich entsprechend der Angebotsfunktion  $A^K$  und der Nachfragefunktion  $N^K$  ein Marktpreis  $p^K$ , am Markt für ökologisch erzeugte Produkte entsprechend der Angebotsfunktion  $A^Ö$  und der Nachfragefunktion  $N^Ö$  ein Marktpreis  $p^Ö$ . Realistischerweise liegt der Preis für das ökologisch erzeugte über dem für das konventionelle Lebensmittel. In jeder Periode werden für ein Unternehmen  $i$  die Grenzkosten der konventionellen Bewirtschaftung ( $A_i^K$ ) niedriger sein als die der ökologischen Bewirtschaftung ( $A_i^Ö$ ). Damit Unternehmen in die ökologische Produktion wechseln und die damit verbundenen Wechselkosten decken können, muss der Preisaufschlag für ökologische Produkte höher sein. Die Produzentenrente aus der ökologischen Produktion muss trotz höherer Grenzkosten jene aus der konventionellen Produktion übersteigen. Dies ist der Fall, wenn die Fläche  $(c+a)$  größer als die Fläche  $(a+b)$  oder wenn  $(c-b)$  positiv ist.

In den bisherigen Überlegungen wurde herausgearbeitet, wie die Teilnahme an Labelling- und Qualitätssicherungssystemen aus der Sicht von Unternehmen der Ernährungswirtschaft zu beurteilen ist und von welchen Bestimmungsgründen die Anreize zur Teilnahme abhängen. Dieser Analyse lagen vereinfachende Annahmen zugrunde. Es wurde von Wettbewerbspreisbildung ausgegangen, und nur eine Stufe des Vermarktungskanals – entweder die Ebene der Ernährungsindustrie oder die Erzeugerstufe – wurde betrachtet. Verbesserungen der Produktqualität wurden in Marktdiagrammen über Verschiebungen der Nachfrage- und der Angebotskurve dargestellt, nicht über Modelle der vertikalen oder horizontalen Produktdifferenzierung (Giannakas 2011, Mérel und Sexton 2011). Damit wurden eine ganze Reihe von weitergehenden Überlegungen ausgeklammert, die für Teilnahmeentscheidungen an Labelling- und Qualitätssicherungsprogrammen ebenfalls wichtig sein können: die Existenz von Marktmacht und deren Verteilungs-

wirkungen im Vermarktungskanal, die Existenz von Unsicherheit bei Wechselentscheidungen oder marktstrategische Überlegungen, die in Modellen der horizontalen oder vertikalen Produktdifferenzierung abgebildet werden müssten. Neben der Bewertung von Qualitätssicherung und Labelling aus der Sicht von Unternehmen der Ernährungswirtschaft wären außerdem die Bewertung aus Verbrauchersicht und die gesamtwirtschaftliche Bewertung der Instrumente für eine umfassende Wirkungsanalyse der Instrumente notwendig. Trotz der getroffenen Annahmen hat die vorstehende Analyse wichtige Ergebnisse aufgezeigt, die unabhängig von den Modellannahmen relevant bleiben. So zeigte sich, dass die Wohlfahrtswirkungen der Programmteilnahme für die Unternehmen primär von den Effekten der Qualitätssicherung und des Labellings auf die Nachfrage und auf die zusätzlichen Kosten der Programmteilnahme bestimmt werden. Diese beiden Einflussfaktoren werden auch im folgenden empirischen Teil wichtig sein und darüber entscheiden, wie hoch die marginale Zahlungsbereitschaft der Verbraucher für bestehende Qualitäts- und Gütesiegel ist und ob der Wohlstand der Unternehmen durch Qualitätssicherung und Labelling wächst.

### 3 Empirische Untersuchung: Hedonische Preisanalyse zum Einfluss von Qualitätszeichen auf den Käsepreis

In einer empirischen Analyse auf der Grundlage eines sehr großen Datensatzes wird im Folgenden untersucht, ob und inwieweit Qualitätszeichen des Staates und unabhängiger Testinstitute zu einem Preisaufschlag am Markt führen. Da Markenstrategien ein zentrales Qualitätssignal aus der Sicht der Unternehmen darstellen, wird außerdem der Preisaufschlag gemessen, der mit privaten Initiativen zur Markenbildung verbunden ist. In Marktdaten können nur Bruttopreis-aufschläge gemessen werden, die eine notwendige Voraussetzung für Steigerungen des Nettopreises sind. Zusätzliche Überlegungen sind notwendig, um von Bruttopreis- auf Nettopreiswirkungen zu schließen. Soweit möglich, werden solche Überlegungen im Folgenden vorgetragen.

Die empirische Analyse konzentriert sich auf einen Markt mit deutlichem Wachstum und einem hohen Grad an Produktdifferenzierung – den deutschen Käsemarkt. Die Zahlungsbereitschaft der Verbraucher wird durch die Produktcharakteristika bestimmt. Da sich Käseprodukte nicht nur durch Sucheigenschaften unterscheiden, sondern vor allem durch Erfahrungs- und Vertrauenseigenschaften, herrscht aus Sicht der Verbraucher Qualitätsunsicherheit. Die Unternehmen versuchen, durch die Teilnahme an Qualitätssicherungsprogrammen und entsprechende Kennzeichnungen Qualitätssignale an die Verbraucher auszusenden. Inwieweit die Produktcharakteristika, die Teilnahme an Qualitätssicherungsprogrammen und das Labelling zu einer steigenden marginalen Zahlungsbereitschaft der Verbraucher für Käse führen, wird im Folgenden mit Hilfe einer hedonischen Preisanalyse untersucht.

#### 3.1 Methodik: Ansatz der hedonischen Preisanalyse und Modellspezifikation

Das Ziel hedonischer Preisanalysen ist es, Produkte in ihre Produkteigenschaften zu disaggregieren und implizite Preise für eine Einheit (beziehungsweise für das Vorhandensein) dieser Eigenschaften zu schätzen. Die zugrunde liegende Idee geht auf Lancaster (1966) und Rosen (1974) zurück. Die Autoren postulieren, dass sich der Nutzen des Verbrauchers aus einem Produkt aus der Summe der mit den verschiedenen Produktcharakteristika verbundenen Einzelnutzen ergibt. In der hedonischen Preisanalyse wird der gezahlte Preis  $p$ , den ein Verbraucher oder Haushalt

für ein bestimmtes Produkt  $i$  zahlt, in Beziehung zur Eigenschaftskombination gesetzt, die das Produkt aufweist. Der Vektor  $z$  besteht aus allen berücksichtigten Produkteigenschaften  $K=1, \dots, k$ :

$$p_i(z) = f_i(z_1, z_2, z_3, \dots, z_k) \quad (1)$$

Es wird ein Qualitäts-Preis-Zusammenhang untersucht, um eine Vorstellung von den Werten beziehungsweise den impliziten Preisen der einzelnen Produktcharakteristika zu erlangen (Rosen 1974). Gleichung (1) beschreibt den Gleichgewichtspreis für ein bestimmtes Produkt, der sowohl angebotsseitig als auch nachfrageseitig determiniert wird (Rosen 1974). Der implizite Preis einer bestimmten Produkteigenschaft spiegelt somit zum einen den relativen Wert wider, den Verbraucher einer Einheit (beziehungsweise der Existenz) der Eigenschaft beimessen, und zum anderen die marginalen Produktionskosten des Herstellers für eben diese Eigenschaft.

Nach Costanigro und McCluskey (2011: 160) eignet sich die Methode der hedonischen Preisanalyse insbesondere zur Abgrenzung und Quantifizierung von Preiseffekten, die durch Erfahrungs- und Vertrauenseigenschaften entstehen. Produktmarkierungen beziehungsweise Labels haben die Aufgabe, eben diese Erfahrungs- beziehungsweise Vertrauenseigenschaften in Sucheigenschaften umzuwandeln. Zur Quantifizierung und zum Vergleich des Einflusses der verschiedenen Labels auf den Käsepreis wurde die folgende hedonische Preisfunktion aufgestellt:

$$\ln p_{iht} = \alpha_i + \sum_{r=1}^7 b_{ir} \cdot O \& Z_{r,iht} + \sum_{l=1}^8 c_{il} \cdot AC_{l,iht} + \sum_{q=1}^{14} d_{iq} \cdot PC_{q,iht} + \sum_{l=1}^{12} e_{il} \cdot LA_{l,iht} + \varepsilon_{iht} \quad (2)$$

Die in den Vektoren  $O \& Z$  (Ort und Zeitpunkt des Einkaufs),  $AC$  (Anbietercharakteristika) und  $PC$  (Produktcharakteristika) enthaltenen Variablen werden im folgenden Abschnitt erläutert (siehe auch Tabelle 1). Der Vektor der Labels ( $LA$ ), der in dieser Untersuchung von besonderem Interesse ist, beinhaltet Herkunftszeichen ( $GGH$ ), Produktprämierungen durch die DLG ( $DLG$ ) und die Stiftung Warentest ( $StWa$ ), Markennamen ( $HM$ ) und Bio-Siegel ( $OEKO$ ):

$$\sum_{l=1}^{12} e_{il} \cdot LA_{l,iht} = \sum_{l=1}^3 e_{il} \cdot GGH_{l,iht} + \sum_{l=4}^6 e_{il} \cdot DLG_{l,iht} + \sum_{l=7}^{10} e_{il} \cdot StWa_{l,iht} + e_{i,11} \cdot HM_{iht} + e_{i,12} \cdot OEKO_{iht} \quad (3)$$

Für die verschiedenen Labels soll geprüft werden, inwieweit diese zu einem Preisaufschlag im Lebensmitteleinzelhandel führen und ob dieser Preisaufschlag durch Qualitätssicherung und Kennzeichnung für alle Vertriebstypen des Lebensmitteleinzelhandels gleichermaßen gilt. Deshalb wird die in Gleichung (3) vorgestellte hedonische Preisfunktion nicht nur für den über alle Einkaufsstätten gepoolten Datensatz geschätzt, sondern auch getrennt für die Vertriebstypen. Es wird erwartet, dass der Preisaufschlag in Discountgeschäften, deren Strategie der Verkauf von großen Stückzahlen zu relativ geringen Preisen ist, niedriger ist als in Einkaufsstätten, bei denen die Absatzzahlen geringer und die Gewinnspannen höher sind (Fachgeschäfte, Naturkosthandel).

### 3.2 Datengrundlage: Erweiterung des GfK-Haushaltspanels um Informationen zu Qualitätszeichen

Die vorliegende Analyse basiert auf der Kombination mehrerer Datensätze. Grundlage bilden die Daten des Haushaltspanels *GfK ConsumerScan FreshFood* der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK) in Nürnberg für den Zeitraum von 2004 bis 2008. Das Verbraucherpanel dokumentiert

die Einkäufe frischer Lebensmittel (Käse, Obst, Gemüse, Eier, Fleisch etc.) von rund 13 000 für Deutschland repräsentativen Haushalten. Das GfK-Haushaltspanel zeichnet sich durch eine geringe Panelfluktuations aus<sup>1</sup>. Das heißt, die gleichen Haushalte berichten regelmäßig (im Idealfall täglich, zumindest aber wöchentlich) und fortlaufend ihr Einkaufsverhalten, was die Analyse von Trends im Zeitablauf ermöglicht. Für jedes gekaufte Produkt werden Kaufdatum, gekaufte Menge, Preis, Name und Ort der Einkaufsstätte, die Käsesorte sowie eine Reihe weiterer Produktcharakteristika wie Fettgehalt und Herkunftsland dokumentiert. Der Datensatz enthält sowohl Informationen zu Einkäufen von EAN-kodierten als auch von lose beziehungsweise an Bedienungstheken gekauften Produkten (Tabelle 1).

Der Preis  $p$  als abhängige Variable gibt den mit dem Verbraucherpreisindex für Lebensmittel deflationierten Preis an, den Haushalt  $h$  für Produkt  $i$  zum Zeitpunkt  $t$  gezahlt hat. Im Durchschnitt gaben die Haushalte 7,30 Euro für ein Kilo Käse aus. Der Wert der Standardabweichung von 3,46 Euro zeigt jedoch, dass es große Variationen im Käsepreis gibt. Folglich eignen sich die Daten gut für eine hedonische Preisanalyse, die Preisvariationen durch Produkt- und Einkaufsstättencharakteristika sowie Labels erklären soll.

Es wird erwartet, dass die Einkaufsstätte, das heißt die Preisstrategie des Vertriebstyps, eine entscheidende Rolle bei der Preisbildung spielt. Im Folgenden werden die *Einkaufsstätten* Discountgeschäft (*DISC*), Supermarkt (*SM*), SB-Warenhaus und Verbrauchermarkt (*SBVM*), Käserei- beziehungsweise Metzgereifachgeschäft (*FG*), Naturkosthandel (*NKH*) und sonstige Einkaufsstätten (zum Beispiel Wochenmärkte, Hofläden, Onlinehandel) unterschieden. Fast die Hälfte aller Käseeinkäufe (49,7 Prozent) fand in Discountgeschäften statt. Es folgen Selbstbedienungs-Warenhäuser (SB-Warenhäuser) und Verbrauchermärkte mit 28,8 Prozent und Supermärkte mit 16,9 Prozent. Fachgeschäfte und der Naturkosthandel weisen mit 2,6 Prozent beziehungsweise 0,5 Prozent deutlich kleinere Marktanteile auf. Die Variable Sonderangebot (*S*) zeigt, dass es sich bei 3,4 Prozent der dokumentierten Käseeinkäufe um ein Sonderangebot handelte. Um weitere angebotsseitige Effekte auf den Verkaufspreis abbilden zu können, wurde der Datensatz um Daten des BMELV zum (deflationierten) Milcherzeugerpreis (*EP*) ergänzt. Dieser lag im Mittel bei rund 30 Cent pro Kilogramm.

Die berücksichtigten Produkteigenschaften umfassen Informationen zu Verpackungsart und -größe, Angebotsform und Präsentation der Käseprodukte (*Verpackung*, *Vpck*), zur Käsesorte (*Typ*, *TY*), zum Herkunftsland (*HK*) und zu weiteren Qualitätseigenschaften (*Q*) wie dem Fettgehalt und Gewürz- oder Kräuterzusätzen. Ein Beispiel der deskriptiven Statistik in dieser Variablengruppe herausgreifend, lag der durchschnittliche Fettgehalt in der Trockenmasse bei 44,7 Prozent.

Das Hauptaugenmerk der Analyse liegt auf den verschiedenen Labels. Hierbei soll der Einfluss von Herstellermarken (*HM*), Bio-Siegel (*OEKO*), geschützten geografischen Herkunftszeichen (*GGH*) und Auszeichnungen durch die DLG (*DLG*) und die Stiftung Warentest (*StWa*) verglichen werden. Die Voraussetzungen, die ein Produkt erfüllen muss, um diese Labels tragen zu dürfen, sind dabei ganz unterschiedlicher Natur. Markennamen legt der Hersteller innerhalb

<sup>1</sup> Die durchschnittliche Verweildauer der Haushalte im Untersuchungspanel beträgt 166 Wochen, das heißt rund drei Jahre. Einige Haushalte haben das Panel während des Untersuchungszeitraums verlassen, und neue Haushalte sind hinzugekommen. Daher ist die Anzahl der berichtenden Haushalte in der Untersuchungsgesamtheit mit 16 000 Haushalten höher als die durchschnittliche Anzahl von 13 000 Haushalten im Panel.

Tabelle 1

**Definition, Mittelwerte und Standardfehler der Variablen (n = 3 008 065)**

Variable	Definition	MW	SD
<b>Abhängige Variable</b>			
$P_{iht}$	Preis: Preis (Euro/kg), den Haushalt h für Käse i zum Zeitpunkt t gezahlt hat	7,303	3,469
<b>Unabhängige Variablen</b>			
<b>Ort und Zeit (O&amp;Z)</b>			
	Region: Dummyvariable für die Region j: j = 1-4, mit		
	1 = Mitte und Westen (RK: HE, SL, NRW, RP)	0,328	0,469
$R_j$	2 = Osten (BB, MV, BE, TH, ST, SN)	0,242	0,428
	3 = Süden (BW, BY)	0,271	0,445
	4 = Norden (SH, NI, HH, HB)	0,160	0,366
	Jahreszeit: Dummyvariable für die Jahreszeit j: j = 1-4, mit 1 = Herbst (RK)	0,248	0,432
$J_j$	2 = Winter	0,257	0,437
	3 = Frühling	0,248	0,436
	4 = Sommer	0,240	0,427
T	Trend: Wöchentliche Trendvariable (erste Woche 2004 = 1)	129,4	75,60
<b>Angebotsseitige Charakteristika (AC)</b>			
	Einkaufsstätte: Dummyvariable für die Einkaufsstätte j: j=1-6, mit		
	1 = sonstige Einkaufsstätten (RK)	0,015	0,123
	2 = Discountgeschäft (DISC)	0,497	0,500
$EKS_j$	3 = Supermarkt (SM)	0,169	0,375
	4 = SB-Warenhaus und Verbrauchermarkt (SBVM)	0,288	0,453
	5 = Fachgeschäft (FG)	0,026	0,158
	6 = Naturkosthandel (NKH)	0,005	0,069
S	Sonderangebot: Dummyvariable für Verkaufsförderungsaktionen	0,034	0,182
EP	Erzeugerpreis: Erzeugerpreis (ab Hof in Cent/kg)	29,96	2,930
D	Distanz: Entfernung zwischen dem Herkunftsland und Deutschland (in 1 000 km)	0,331	0,424
<b>Produktcharakteristika (PC)</b>			
	Verpackung: Dummyvariablen für Verpackung, Form und Präsentation j: j = 1-6, mit		
	1 = Käse in sonstigen Angebots- und Verpackungsformen (RK)	0,312	0,464
	2 = Käse, lose Ware (Verkauf an Bedienungstheken)	0,114	0,318
	3 = Käse in Scheiben (vom Hersteller verpackt)	0,287	0,453
$Vpck_j$	4 = Käse am Stück (vom Hersteller verpackt)	0,134	0,341
	5 = Käse, gerieben (vom Hersteller verpackt)	0,077	0,266
	6 = Käse, in der Einkaufsstätte verpackt	0,075	0,263
	Verpackungsgröße: Packungsgröße bzw. bei loser Ware Einkaufsmenge (in kg)	0,237	0,140
HK	Herkunftsland: Dummyvariable für Herkunft aus dem Ausland	0,449	0,497
	Käsetyp: Dummyvariable für die Käsesorte j: j = 1-5, mit 1 = sonstige Käsesorten (RK)	0,493	0,500
	2 = Hartkäse	0,130	0,337
$TY_j$	3 = Weichkäse	0,373	0,484
	4 = Back- und Grillkäse	0,012	0,109
	5 = Ziegen- oder Schafskäse	0,013	0,115

Roland Herrmann und Rebecca Schröck

Fortsetzung Tabelle 1

Variable	Definition	MW	SD
Q <sub>j</sub>	Qualitätseigenschaften; weitere Qualitätseigenschaften j; j = 1-3, mit		
	1 = Fettgehalt in der Trockenmasse (in Prozent)	44,65	14,15
	2 = Dummyvariable für Zusätze (Kräuter, Gewürze etc.)	0,065	0,247
	3 = Dummyvariable für Käsesortimente (gemeinsamer Verkauf mehrerer Käsesorten in einer Packung)	0,001	0,015
<b>Labels (LA)</b>			
GGH <sub>j</sub>	Geschützte geografische Herkunftszeichen: Dummyvariable für geografische Herkunftszeichen j; j = 1-4, mit 1 = kein Zeichen (RK)	0,874	0,332
	2 = g.g.A. (geschützte geografische Angabe)	0,065	0,247
	3 = g.U. (geschützte Ursprungsbezeichnung)	0,058	0,232
	4 = AOC (Appellation d'origine controlée)	0,003	0,053
DLG <sub>j</sub>	DLG-Label: Dummyvariablen eine DLG-Auszeichnung j; j = 1-4, mit		
	1 = keine Auszeichnung (RK)	0,866	0,340
	2 = Gold	0,080	0,272
	3 = Silber	0,049	0,216
StWa <sub>j</sub>	4 = Bronze	0,004	0,065
	Label der Stiftung Warentest: Dummyvariablen für eine Auszeichnung durch die Stiftung Warentest j; j = 1-5, mit		
	1 = keine Auszeichnung (RK)	0,984	0,127
	2 = Auszeichnung mit Note „sehr gut“	0,0001	0,003
	3 = Auszeichnung mit Note „gut“	0,007	0,081
HM	4 = Auszeichnung mit Note „befriedigend“	0,008	0,088
	5 = Auszeichnung mit Note „ausreichend“	0,002	0,044
OEKO	Herstellermarke: Dummyvariable für Markenkäse	0,039	0,195
	Bioprodukt: Dummyvariable für Biokäse	0,023	0,150

MW – Mittelwert, SD – Standardfehler, RK – Referenzkategorie

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des GfK Haushaltspanels Consumer Scan Fresh Food, 2004–2008.

der gesetzlichen Rahmenbedingungen eigenständig fest. Um eine Auszeichnung durch die DLG oder die Stiftung Warentest zu erlangen, werden Produkttests durchgeführt. Bei der Prüfung durch die DLG stehen sensorische Aspekte im Vordergrund. Ergänzend werden Laboranalysen durchgeführt. Je nach erreichter Punktzahl vergibt die DLG eine Auszeichnung in Bronze, Silber oder Gold. Von den im Datensatz dokumentierten Käseeinkäufen tragen 87 Prozent keine DLG-Auszeichnung<sup>2</sup>. Von den ausgezeichneten Produkten wurden 60 Prozent mit Gold, 37 Prozent mit Silber und drei Prozent mit Bronze ausgezeichnet. Während bei der DLG die Hersteller ihre Produkte selbst zu den Prüfungen anmelden, werden die Produkte bei der Stiftung Waren-

<sup>2</sup> Dabei kann nicht zwischen Produkten, die an einem Test teilgenommen haben, aber keine Auszeichnung erhielten, und Produkten, die zu keinem Test angemeldet wurden, unterschieden werden.

test von der Stiftung ausgewählt und anonym im Handel eingekauft<sup>3</sup>. In der Warengruppe Käse setzt sich das Gesamturteil der Stiftung Warentest aus den Urteilen in den Kategorien Sensorik, Schadstoffe, mikrobielle Qualität, Verpackung und Deklaration zusammen. Insgesamt tragen nur 1,6 Prozent der Käseprodukte im Datensatz eine Auszeichnung durch die Stiftung Warentest. Davon wurden 0,07 Prozent mit dem Gesamturteil „sehr gut“, 40,4 Prozent mit „gut“, 47,5 Prozent mit „befriedigend“ und 12,1 Prozent mit „ausreichend“ bewertet<sup>4</sup>.

Um auch Preiseffekte von geschützten geografischen Herkunftszeichen (*GGH*) untersuchen zu können, wurde der Datensatz um Informationen aus der Datenbank der geschützten Produkte der EU erweitert (Europäische Kommission 2012). Derzeit sind 27 Käsesorten mit geschützter geografischer Herkunftsangabe (*g.g.A.*-Label) und 171 Käsesorten mit geschützter Ursprungsbezeichnung (*g.U.*-Label) registriert<sup>5</sup>. Darüber hinaus wurde das französische Label „Appellation d’Origine Contrôlée“ (*AOC*-Label) für diejenigen Käsesorten berücksichtigt, denen das Label eindeutig zugeordnet werden konnte.

Neben geschützten Herkunftszeichen wird auch das Herkunftsland (*HK*) berücksichtigt. Da die Herkunftszeichen der EU jedoch stets mit einem bestimmten Herkunftsland verknüpft sind, wurde – um Multikollinearität zu vermeiden – lediglich zwischen deutschem Käse und Käse aus dem Ausland unterschieden. So können Verbraucherpräferenzen für deutschen beziehungsweise ausländischen Käse untersucht werden. Jedoch muss beachtet werden, dass Effekte des Herkunftslandes auf den Preis nicht nur nachfrageseitig auf die Verbraucherpräferenzen, sondern auch angebotsseitig auf Unterschiede in den Bereitstellungskosten zurückzuführen sind. Um diese beiden Einflüsse zu unterscheiden, wurde die Variable Distanz (*D*) eingeführt, die die angebotsseitigen Transportkosten (gemessen durch die Entfernung der Hauptstädte) näherungsweise abbildet. Die durchschnittliche Entfernung betrug 331 Kilometer.

Der Datensatz bietet mit über drei Millionen dokumentierten Käseeinkäufen eine außergewöhnliche Stichprobengröße. Die Kombination der Daten des GfK-Haushaltspanels mit den Datenbanken zu Käseprämierungen der DLG und der Stiftung Warentest und der Datenbank der geschützten Produkte der EU macht den Informationsgehalt des Datensatzes einzigartig.

---

3 Für die Dauer der Verwendung des Labels der Stiftung Warentest auf den geprüften Produkten gibt es keine zeitliche Begrenzung. Allerdings darf ein Qualitätsurteil nur beworben werden, wenn das Produkt in den untersuchten Merkmalen unverändert geblieben ist und kein neueres Testurteil durch die Stiftung Warentest vorliegt (Stiftung Warentest 2012). Insofern wurden die Käseprodukte im Datensatz ab dem Erscheinungsdatum des Tests bis zum Ende des Untersuchungszeitraums als ausgezeichnet betrachtet. Bei der DLG ist das Werben mit der erzielten Prämierung nur für einen Zeitraum von 24 Monaten gestattet (DLG 2010). Folglich wurden die entsprechenden Produkte im Datensatz vom Verleihungstag der Prämierung an für die Dauer von 24 Monaten als DLG-prämiert berücksichtigt.

4 Zu beachten ist, dass nicht alle Produkte das Testergebnis auf der Verpackung abgedruckt haben. In der Analyse wurden lediglich die Testergebnisse berücksichtigt. Es ist nicht möglich, festzustellen, ob die Hersteller auch tatsächlich von ihrem Recht, das Urteil auf der Verpackung abzudrucken, Gebrauch gemacht haben.

5 Das *g.g.A.*-Label kennzeichnet Produkte mit einer engen Verbindung der landwirtschaftlichen Erzeugnisse und Lebensmittel mit dem Herkunftsgebiet. Mindestens eine der Produktionsstufen – also Erzeugung, Verarbeitung oder Herstellung – erfolgt im Herkunftsgebiet. Das *g.U.*-Label tragen Produkte, bei denen alle oben genannten Produktionsstufen in einem bestimmten geografischen Gebiet nach einem anerkannten und festgelegten Verfahren stattfinden (Europäische Kommission 2012).

### 3.3 Ergebnisse: Preisauflschläge für Qualitätszeichen bei Käse in verschiedenen Einkaufsstätten

Zunächst werden die Ergebnisse der hedonischen Preisfunktion der über alle Einkaufsstätten gepoolten Regression betrachtet (Tabelle 2). Erwartungsgemäß sind die Preise in Discountern und Supermärkten signifikant niedriger als in der Referenzkategorie der sonstigen Einkaufsstätten. In Discountern liegt der Käsepreis *ceteris paribus* um 25,5 Prozent, in Supermärkten um 7,3 Prozent niedriger<sup>6</sup>. Fachgeschäfte erzielen dagegen einen durchschnittlichen Preisauflschlag von 7,3 Prozent.

Der durchschnittliche Preisabschlag für einen Käse, der sich im Sonderangebot befindet, beträgt 12,2 Prozent. Je größer die Verpackungseinheit beziehungsweise die gekaufte Menge, desto geringer ist der Preis. Käse in Scheiben oder am Stück ist *ceteris paribus* teurer als geriebener Käse. Unter der Annahme, dass die Transportkosten die angebotsseitigen Effekte des Herkunftslandes auf den Preis vollständig abbilden können, zeigt die Variable des Herkunftslandes die marginale Zahlungsbereitschaft der Verbraucher für die Käseherkunft. Demnach zahlen sie durchschnittlich 8,4 Prozent mehr für ausländischen im Vergleich zu deutschem Käse. Käse auf der Basis von Ziegen- oder Schafsmilch und Back- oder Grillkäse erzielen mit durchschnittlich 42,5 Prozent beziehungsweise 36,5 Prozent deutliche Preisauflschläge. Diese sind zum einen auf höhere Produktionskosten, zum anderen aber auch auf die gestiegene Verbrauchernachfrage und den Trend zu laktosefreien Käsesorten und vegetarischen Grillalternativen zurückzuführen.

Um die Einflüsse der verschiedenen Labels differenziert zu untersuchen, wurde zusätzlich eine nach Einkaufsstätten differenzierte Betrachtung vorgenommen (Tabelle 3). Es besteht die Vermutung, dass die Labels in verschiedenen Geschäftstypen unterschiedliche Aufgaben erfüllen beziehungsweise unterschiedliche Preiseffekte erzielen. Die Ergebnisse für die Labelling-Variablen, deren Regressionskoeffizienten bereits in prozentuale Preisauflschläge umgerechnet wurden, zeigen, dass DLG-Siegel Preisauflschläge erzielen, wenn alle Geschäfte im Aggregat betrachtet werden. Erwartungsgemäß bedingen Goldprämierungen deutlich höhere Preisauflschläge (13 Prozent) als Prämierungen mit Silber (3,7 Prozent) oder Bronze (2,5 Prozent). Gerade bei den DLG-Siegeln lohnt ein differenzierterer Blick auf die Einkaufsstätten. Das Label scheint vor allem in Discountern und im klassischen Lebensmitteleinzelhandel (Super-, Verbrauchermärkte und SB-Warenhäuser) von Bedeutung zu sein. Während die Goldprämierung in Super- und Verbrauchermärkten mit einem wesentlich höheren Preisauflschlag honoriert wird, ist der Unterschied in der Höhe der Preisauflschläge zwischen den Prämierungsstufen in Discountern geringer. Offensichtlich ist in Discountern das Vorhandensein eines DLG-Siegels wichtiger als die Ausprägung der Prämierung. In Fachgeschäften und im Naturkosthandel bewirken DLG-Siegel aller Stufen dagegen Preisabschläge (mit der Ausnahme eines nicht signifikanten Einflusses der Goldprämierung in Fachgeschäften).

Bei Produktprämierungen der Stiftung Warentest erzielen mit „sehr gut“ oder „gut“ prämierte Käseprodukte Preisauflschläge, mit „befriedigend“ oder „ausreichend“ bewertete Produkte erhalten Preisabschläge. Die Richtung des Einflusses auf den Preis ist in allen Einkaufsstätten gleich. Das Label ist somit in allen Vertriebstypen von Bedeutung beziehungsweise richtet sich an alle

6 Bei der Interpretation von Dummyvariablen in semilogarithmischen Gleichungen ist die Formel von Halvorsen und Palmquist (1980) anzuwenden. Der prozentuale Einfluss der Dummyvariablen Discountgeschäft – als Beispiel – auf den Preis berechnet sich demnach wie folgt:  $100 (e^{0,295} - 1) = 25,5$ .

Unternehmerische Anreize zur Teilnahme an Labelling- und Qualitätssicherungsprogrammen auf heterogenen Lebensmittelmärkten

Tabelle 2

**Ergebnisse der hedonischen Preisfunktion für Käse in allen Geschäftstypen**

			ln(p)
<b>Konstante</b>			1,090 ***
<b>Ort und Zeit (O&amp;Z)</b>			
R	Region (RK: Mitte/Westen)	Osten	-0,009 **
		Süden	0,018 ***
		Norden	0,019 ***
J	Jahreszeit (RK: Herbst)	Winter	0,019 ***
		Frühling	0,020 ***
		Sommer	-0,002 ***
T	Trend	Wöchentliche Trendvariable	0,001 ***
<b>Angebotsseitige Charakteristika (AC)</b>			
EKS	Einkaufsstätte (RK: sonstige Einkaufsstätten)	Discountgeschäft (DISC)	-0,295 ***
		Supermarkt (SM)	-0,076 ***
		SB-Warenhaus & Verbrauchermarkt (SBVM)	-0,153
		Fachgeschäft (FG)	0,070 ***
		Naturkosthandel (NKH)	-0,019
S	Sonderangebot (RK: kein Angebot)	Verkaufsförderungsaktion bzw. Sonderpreis	-0,131 ***
EP	Erzeugerpreis	Erzeugerpreis ab Hof	0,261 ***
D	Distanz	Entfernung zwischen Herkunftsland und Deutschland	0,250 *
<b>Produktcharakteristika (PC)</b>			
Vpck	Verpackung (RK: sonstige Angebotsformen)	Käse, lose Ware	0,136 ***
		Käse in Scheiben	0,045 ***
		Käse am Stück	0,129 ***
		Käse, gerieben	-0,040 ***
		Käse, in der Einkaufsstätte verpackt	0,039 ***
		Verpackungsgröße bzw. Einkaufsmenge	-0,916 ***
HK	Herkunftsland (RK: Deutschland)	Ausland	0,081 ***
		Hartkäse	0,110 ***
TY	Käsetyp (RK: sonstige Typen)	Weichkäse	-0,090 ***
		Back- und Grillkäse	0,311 ***
		Ziegen- und Schafskäse	0,354 ***
Q	Qualitätseigenschaften (RK: keine Zusätze, Einzelsorte)	Fettgehalt in der Trockenmasse	0,001 ***
		Zusätze (z.B. Kräuter, Gewürze)	0,179 ***
		Käsesortiment	0,449 ***
<b>Labels (LA)</b>			
GGH	Geschützte geografische Herkunftszeichen (RK: kein Zeichen)	g.g.A.	-0,159 ***
		g.U.	0,010 ***
		AOC	0,202 ***
DLG	DLG-Label (RK: kein Zeichen)	Gold	0,122 ***
		Silber	0,037 ***
		Bronze	0,025 ***

Roland Herrmann und Rebecca Schröck

Fortsetzung Tabelle 2

			ln(p)	
StWa	Label der Stiftung Warentest (RK: kein Zeichen)	„sehr gut“ (1)	0,043	**
		„gut“ (2)	0,079	***
		„befriedigend“ (3)	-0,069	***
		„ausreichend“ (4)	-0,129	***
HM	Herstellermarke (RK: Handelsmarke)	Markenkäse	0,239	***
OEKO	Bioprodukt (RK: konventioneller Käse)	Biokäse	0,342	***
<b>n (Anzahl der Beobachtungen)</b>			3 008 065	
<b>N (Anzahl der Haushalte)</b>			15 799	
<b>Korrigiertes R<sup>2</sup></b>			0,511	

\*\*\*, \*\*, \*, (\*) sind auf dem 99,9-, 99-, 95-, 90-Prozent-Niveau signifikant, RK – Referenzkategorie.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des GfK Haushaltspanels Consumer Scan Fresh Food, 2004-2008.

Verbrauchergruppen. Hier wird der Unterschied zum Produkttest der DLG deutlich: Da nicht die Hersteller Produkte zum Test einreichen, sondern die Stiftung Warentest die Produkte zum Test auswählt, ist der Einfluss des Labels auf den Preis auch nicht nur in einzelnen Einkaufsstätten, sondern vertriebstypenübergreifend zu beobachten.

Biokäse beziehungsweise das Bio-Siegel erzielt die mit Abstand höchsten Preisauflschläge. Ceteris paribus bewirkt die Bio-Eigenschaft einen Preisauflschlag von 41 Prozent (circa drei Euro/kg). Allerdings zeigen sich auch hier Variationen des Preisauflschlags zwischen den Einkaufsstätten. In Discountern beträgt der Preisauflschlag nur rund 28 Prozent, in Verbrauchermärkten dagegen über 50 Prozent. Für den Naturkosthandel kann kein Preisauflschlag für Biokäse berechnet werden, da es sich dort bei allen Produkten um Biolebensmittel handelt. Hier ist also bereits die Einkaufsstätte das (Bio-)Label.

Produkte mit g.g.A.-Label erzielen in allen Einkaufsstätten Preisabschläge, Produkte mit g.U.- oder AOC-Label Preisauflschläge. Die Ursache des negativen Vorzeichens des g.g.A.-Labels liegt darin begründet, dass es sich bei den im Datensatz dokumentierten Einkäufen von Käse mit diesem Label zu 85 Prozent um holländischen Gouda und zu 13 Prozent um dänischen Esrom handelt – zwei Käsesorten mit relativ niedrigem Preis. Die Käsesorten mit g.U.- oder AOC-Label beinhalten dagegen ausgefallenerere Käsesorten wie Roquefort, Comté, Reblochon, Altenburger Ziegenkäse, Morbier, Pecorino etc. Eine Ausnahme bilden Käse mit g.U.-Label im Discounter. Da sich die Auswahl der angebotenen Käsesorten mit g.U.-Zeichen dort auf preisgünstige Sorten wie Gorgonzola, Tiroler oder Allgäuer Bergkäse und Allgäuer Emmentaler beschränkt, ist der Einfluss des g.U.-Labels in Discountern negativ.

#### 4 Diskussion: Vergleich der empirischen Ergebnisse mit den theoretischen Überlegungen

Die empirischen Ergebnisse erlauben einige wichtige Folgerungen zu Qualitätssicherungs- und Labellingprogrammen, die für die Unternehmen der Agrar- und Ernährungswirtschaft und für

Unternehmerische Anreize zur Teilnahme an Labelling- und Qualitätssicherungsprogrammen auf heterogenen Lebensmittelmärkten

Tabelle 3

**Prozentuale Preisauflschläge für verschiedene Labels nach Einkaufsstätten**

	Alle Geschäfte	Discounter	Supermarkt	SB-Warenhäuser	Fachgeschäfte	Naturkosthandel
g.g.A.	-14,7***	-5,0***	-25,8***	-13,8***	-20,8***	-20,0***
GGH g.U.	1,0***	-4,0***	6,0***	5,1***	0,2	21,6***
AOC	22,3***	4,5***	22,2***	23,3***	13,1*	11,2*
DLG Gold	13,0***	11,0***	10,1***	13,6***	0,9	-16,4***
DLG Silber	3,7***	8,4***	0,7	4,9***	-10,0***	-13,3**
DLG Bronze	2,5***	4,5***	6,2***	2,9(*)	-14,7***	-16,2***
StWa „sehr gut“	4,4**	---	5,3*	10,5***	---	---
StWa „gut“	8,2***	9,0***	6,1***	8,4***	3,3	40,7***
StWa „befriedigend“	-6,7***	-2,2***	-10,3***	-2,6***	-22,1***	-27,5**
StWa „ausreichend“	-12,1***	-13,2***	-14,1***	-3,4***	-31,3***	---
HM Markenprodukt	27,0***	39,8***	11,8***	27,3***	1,9	19,2***
OEKO Bioprodukt	40,7***	28,3***	46,0***	50,5***	39,2***	---

--- Keine Beobachtungen in den Daten enthalten beziehungsweise Preisauflschlag nicht berechenbar.

NKH – Naturkosthandel, DISC – Discounter, SM – Supermärkte, SBVM – SB-Warenhäuser und Verbrauchermärkte, FG – Fachgeschäfte.

\*\*\*, \*\*, \*, (\*) sind auf dem 99,9-, 99-, 95-, 90-Prozent-Niveau signifikant.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des GfK Haushaltspanels Consumer Scan Fresh Food, 2004–2008.

die Gestaltung der Ernährungspolitik wichtig sind. Sie ermöglichen, in Verbindung mit der theoretischen Analyse (Abschnitt 2), auch einige methodische Erkenntnisse. Zunächst zeigte sich, dass auf dem deutschen Markt für Käse Preisauflschläge entstehen, wenn eine gehobene Produktqualität durch die Teilnahme an Qualitätssicherungsprogrammen garantiert und durch das zugehörige Label gekennzeichnet wird. Damit bietet sich Unternehmen der Ernährungswirtschaft ein Potenzial zur Erhöhung ihrer Wirtschaftlichkeit, wenn sie überdurchschnittliche Qualitäten erreichen, garantieren und kennzeichnen.

Diese Preisauflschläge divergieren – im Querschnitt aller Geschäftstypen des Lebensmitteleinzelhandels – sehr stark zwischen den einzelnen Qualitätssicherungs- und Labellingprogrammen. Die Höhe der Preisprämien weist folgende Reihenfolge auf (Tabelle 3): Mit Preisauflschlägen über zehn Prozent führen Bioprodukte (+40,7 Prozent), Markenprodukte (+27,0 Prozent), AOC-Produkte (+22,3 Prozent) und das DLG-Siegel „Gold“ (+13 Prozent) die Rangliste an. Es folgen, mit Preisauflschlägen unter zehn Prozent, die Auszeichnungen „gut“ und „sehr gut“ der Stiftung Warentest, die DLG-Siegel „Silber“ und „Bronze“ sowie die geschützte Ursprungsbezeichnung. Die Urteile „befriedigend“ und „ausreichend“ der Stiftung Warentest stehen bei Käseprodukten am Ende der Rangfolge, mit deutlichen Preisabschlägen. In dieser Reihenfolge fällt auf, dass die durch ein Bio-Siegel und einen Markennamen erzielbaren Preisauflschläge weit höher sind als bei Produkttests. Dieser große Unterschied ist völlig konsistent mit den besonders hohen Grenzkosten der Qualitätssicherung bei Bioprodukten und der Markenbildung bei Herstellermarken. Im Fall der Bioprodukte resultieren erhöhte Grenzkosten vor allem aus erhöhten Input- und Produktionskosten, im Fall der Herstellermarken aus zusätzlichen Kosten höherer interner Qualitätsstandards und kontinuierlicher Werbung.

Aus der hedonischen Analyse können Unternehmen direkte Implikationen ableiten, inwieweit die Teilnahme an einem Qualitätssicherungs- und Labellingprogramm vorteilhaft ist. Der berechnete Preisaufschlag, das heißt die zusätzliche marginale Zahlungsbereitschaft, muss dann nur den Grenzkosten der Teilnahme am Programm gegenübergestellt werden. Firmen kennen diese Teilnahmekosten, Marktbeobachter in aller Regel nicht. Werden die Grenzkosten der Programmteilnahme überkompensiert (nicht kompensiert), so ist der höhere Bruttopreis bei Teilnahme mit einem (mit keinem) Wohlstandsgewinn durch die Teilnahme verbunden.

Einige Schlussfolgerungen aus den empirischen Ergebnissen liegen auf der Hand. Gute und sehr gute Bewertungen von Produkten über die Stiftung Warentest führen zu Preisauflagen für eine gegebene höhere Qualität. Bei diesen Produkttests fallen keine Kosten der Teilnahme für das Herstellerunternehmen an. Durch ein neues Verpackungsdesign, das dem Kunden die Auszeichnung zeigt, entstehen lediglich Kosten der Kennzeichnung. Die Erhöhung der Grenzkosten der Hersteller geht folglich gegen null. Positive (negative) Bewertungen der Produktqualität durch die Stiftung Warentest führen dann durch Erhöhungen (Senkungen) der marginalen Zahlungsbereitschaft direkt zu einer Steigerung (Senkung) der Produzentenrente beteiligter Unternehmen.

Ohne die Kenntnis der Grenzkosten einer Beteiligung an Qualitätssicherungs- und Labellingprogrammen sind jedoch noch keine generalisierenden Schlussfolgerungen aus der hedonischen Analyse über die Vorteilhaftigkeit der Programmteilnahme möglich. Dies erschwert fundierte Politikempfehlungen zum Labelling. Die theoretische Analyse hat gezeigt, dass eine erhöhte marginale Zahlungsbereitschaft eine notwendige, aber noch keine hinreichende Bedingung für einen Wohlstandsgewinn durch die Teilnahme darstellt. Erst wenn sich die Nachfragekurve stärker als die Angebotskurve verschiebt, führt die in der hedonischen Preisanalyse beobachtete, erhöhte Zahlungsbereitschaft der Verbraucher auch zu Steigerungen des Nettopreises und der verkauften Menge und damit zu einem Wohlstandsgewinn. Somit sollte die Entwicklung der Marktsegmente der gekennzeichneten Güter zusätzlich betrachtet werden, wenn –wie meist– Informationen zu den Grenzkosten der Programmteilnahme fehlen. Kann ein Preisauflage durch Labelling *und* ein Wachstum des betreffenden Marktsegments festgestellt werden, dann liegt die Folgerung nahe, dass sowohl der Brutto- als auch der Nettopreis der Unternehmen und damit deren Produzentenrente gestiegen sind (Abbildungen 1 und 2). Der stark zunehmende Marktanteil von Bioprodukten im Zeitablauf in Verbindung mit dem gemessenen Preisauflage weist eindeutig darauf hin, dass bei Bioprodukten auch der Nettopreis gestiegen ist. Ebenfalls sind die Zahl geprüfter Produkte unter dem DLG-Siegel und die Zahl der Anträge auf geschützte Herkunftsbezeichnungen erheblich angewachsen. Beides deutet darauf hin, dass Preisauflage für DLG-Siegel und für geschützte geographische Ursprungsbezeichnungen die Nettopreise, das Angebot und die Produzentenrente für beteiligte Unternehmen der Ernährungswirtschaft erhöht haben. Die empirischen Ergebnisse zeigen auch, dass Preisauflage für Labelling- und Qualitätssicherungsprogramme nicht in allen Vertriebstypen des Lebensmitteleinzelhandels einheitlich ausfallen (Tabelle 3). So zeigt sich ein unterschiedliches Potenzial für Wohlstandsgewinne durch Unternehmen der Ernährungswirtschaft in den verschiedenen Einkaufsstätten.

In Spezialgeschäften, das heißt in Fachgeschäften und im Naturkosthandel, sind Labels insgesamt von untergeordneter Bedeutung. Zehn von 17 signifikanten Koeffizienten der Labelling-Variablen sind negativ, die restlichen weisen stets unterdurchschnittlich hohe Preisauflage auf. In diesem Vertriebstyp scheint bereits die Einkaufsstätte das Label zu sein. Hier impliziert schon der Name der Einkaufsstätte eine hohe Qualität oder das Vorhandensein bestimmter Qualitätsei-

genschaften wie „Bio“ im Falle des Naturkosthandels. Einzig geschützte geografische Herkunftszeichen wie das g.U.- oder das AOC-Label führen auch in Spezialgeschäften zu Preisaufschlägen. Offensichtlich ist die gesicherte Herkunft der Lebensmittel auch für Käufer in Spezialgeschäften eine wichtige Produkteigenschaft.

In Discountern erzielen DLG-Prämierungen durchgehend signifikante und vergleichsweise hohe Preisaufschläge. Auch andere Studien haben die Bedeutung von Qualitätssignalen für die Akzeptanz von Lebensmitteln im Discounterhandel hervorgehoben, allerdings noch in anderer Form als hier bei Käseprodukten. So fordern Discounter von den Herstellern offenbar zunehmend ein Qualitätssiegel als Voraussetzung für die Listung ihrer Produkte. DLG-Siegel werden damit zu einer Voraussetzung beziehungsweise einem Türöffner für die Produktlistung bei Discountern. Auch für Fruchtsäfte (Bleich 2011) und Eiskremprodukte (Franz 2011) konnte gezeigt werden, dass Produkte mit dem DLG-Siegel zwar eher einen Preisabschlag durch die Listung im Discounterhandel hinnehmen müssen, dass aber Herstellerunternehmen über die kontinuierliche Sicherung des Absatzes trotzdem einen Anreiz zur Teilnahme an Labellingprogrammen haben können.

## 5 Implikationen für die Ernährungs- und Verbraucherpolitik

Die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit haben engen Bezug zu Initiativen in der Agrar- und Ernährungspolitik und zu Vorschlägen in der wissenschaftlichen Politikberatung, die neue Instrumente der Regulierung durch den Staat im Bereich der Lebensmittelkennzeichnung vorsehen. So stellt die Verbraucherinformation durch Siegel und Gütezeichen für das Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (BMELV) ein zentrales Instrument der Ernährungs- und Verbraucherpolitik dar (BMELV 2012). Dabei wird die „Vielzahl der Label“ kritisiert, und es seien „aussagekräftige, verlässliche und aus Verbrauchersicht überschaubare Kennzeichen vonnöten“ (BMELV 2012: 45). Eine Ausweitung der staatlichen Regulierung wird vorgeschlagen. Beim Vorschlag der bundesweiten Regionalkennzeichnung führt dies dazu, dass zusätzlich zu etablierten Regionalzeichen der EU, der Bundesländer und der Privaten ein neues Regionallabel in Form eines „Regionalfensters“ eingeführt werden soll. Auch die Wissenschaftlichen Beiräte beim BMELV (2012) schlagen eine differenzierte Labellingstrategie im Lebensmittelbereich auf der Grundlage eines Dachlabelkonzepts vor, ebenfalls verbunden mit einer ganzen Reihe von Politikreformen.

All diese Initiativen und Politikvorschläge beruhen auf dem Argument, Verbraucher seien durch die Zahl der vorhandenen Labels verunsichert und überfordert (BMELV 2012: 46, Wissenschaftliche Beiräte 2012: 15). Der Nachweis eines Marktversagens wird nicht mehr geführt, und von der „Überforderung“ der Verbraucher wird die Notwendigkeit neuer staatlicher Aktivitäten bei Labels und Gütezeichen abgeleitet. Es wird – zumindest implizit – auf Qualitätsunsicherheit im Sinne von Akerlof geschlossen, ohne allerdings im Sinne von Akerlof zu prüfen, ob Qualitätsunsicherheit nicht durch freiwillige private Qualitätssicherungsmaßnahmen vermindert werden kann. Nutzen-Kosten-Überlegungen, in die auch Wirkungen der staatlichen Ernährungsinformationspolitik nicht nur auf den Konsumenten, sondern auch auf Produzenten und den Staat einbezogen werden, fehlen bei den oben genannten Vorschlägen weitgehend. In diesem Zusammenhang sehen wir einen wichtigen Beitrag der vorgestellten empirischen und theoretischen Analyse. Es spricht einiges dafür, die „Verunsicherung“ und die „Überforderung“ der Verbrau-

cher durch Lebensmittelkennzeichnungen nicht überzubetonen und bei der Bereitstellung von Qualitätssignalen den Marktkräften mehr zu vertrauen.

Es wurde untersucht, unter welchen Bedingungen die Teilnahme an Labelling- und Qualitätssicherungsprogrammen für Unternehmen der Agrar- und Ernährungswirtschaft attraktiv ist und welche Anreize bestehende Programme bieten. Die empirische Analyse zeigte, dass in einem Markt mit hoher Produktdifferenzierung, dem deutschen Käsemarkt, Preisaufläge erzielt werden, wenn Firmen an diesen Programmen teilnehmen und dies für die Verbraucher kennzeichnen. Offenbar gibt es eine zusätzliche marginale Zahlungsbereitschaft für gekennzeichnete Lebensmittel aus Qualitätssicherungssystemen. Das Ausmaß des Preisauflages variiert zwischen den Labels beziehungsweise Programmen und scheint dort höher zu sein, wo die Grenzkosten der Programmteilnahme am höchsten sind. Dass die Teilnahme an Qualitätssicherungsprogrammen wächst, deutet gleichzeitig darauf hin, dass der Preisauflage am Verbrauchermarkt auch mit steigenden Nettopreisen und Wohlstandsgewinnen der beteiligten Firmen einhergeht. Hieraus lässt sich die Schlussfolgerung ableiten, dass schon private Aktivitäten wie die Teilnahme an Produkttests, Markenbildung oder ökologische Produktion – verbunden mit einer entsprechenden Produktkennzeichnung – einen erheblichen Beitrag zur Steigerung der Transparenz in Sachen Produktqualität leisten und einem Marktversagen durch Qualitätsunsicherheit und asymmetrische Information im Sinne von Akerlof entgegenwirken können. Schon jetzt senden Firmen, ohne jede weitere staatliche Regulierung, wirksame Qualitätssignale aus, die sich in signifikanten Preisauflagen und einer plausiblen Struktur der Preisauflagen für gekennzeichnete Lebensmittel aus Qualitätssicherungsprogrammen niederschlagen.

Aus diesen Erkenntnissen ergeben sich Zweifel an der „Notwendigkeit“ zu einer umfassenden staatlichen Neuregelung des Labellings im Zusammenhang mit Lebensmitteln. Die politische Debatte über geplante Umgestaltungen von Anforderungen in Qualitätssicherungsprogrammen und die Aufmachung von Labels führt ihrerseits zu Unsicherheit seitens der Hersteller und hemmt Investitionen in die Programmteilnahme. Neue Eingriffe in eine etablierte Struktur von Qualitätssicherungs- und Labellinginitiativen können zudem bisherige Investitionen der Hersteller in ihre eigene Reputation entwerten und damit zu erheblichen Änderungen der Wohlfahrts- und Verteilungseffekte bestehender Qualitätssicherungs- und Labellingprogramme führen. Es ist nicht erkennbar, dass in dem Anliegen zunehmender und umfassender Regulierung des Staates bei der Kennzeichnung von Lebensmitteln diese unerwünschten Verteilungs- und Allokationseffekte hinreichend berücksichtigt werden.

## Literaturverzeichnis

- Akerlof, George A. (1970): The Market for „Lemons“: Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, 84 (3), 488–500.
- Becker, Tilman C. (2009): European Food Quality Policy: The Importance of Geographical Indications, Organic Certification and Food Quality Assurance Schemes in European Countries. *Estey Centre Journal of International Law and Trade Policy*, 10 (1), 111–130.
- Bleich, Simon (2011): Der Zusammenhang zwischen Qualitätseigenschaften, Prämierung und Preisbildung: Eine empirische Analyse für Fruchtsaft. Unveröffentlichte Masterarbeit. Institut für Agrarpolitik und Marktforschung, Justus-Liebig-Universität Gießen.
- BMELV Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (2012): Verbraucherpolitischer Bericht der Bundesregierung 2012. Berlin.

- Caswell, Julie A. und Sven M. Anders (2011): Private versus Third Party versus Government Labeling. In: Jason L. Lusk, Jutta Roosen und Jason Shogren (Hrsg.): *The Oxford Handbook of the Economics of Food Consumption and Policy*. Oxford, Oxford University Press, 472-498.
- Caswell, Julie A. und Eliza M. Mojduszka (1996): Using Informational Labeling to Influence the Market for Quality in Food Products. *American Journal of Agricultural Economics*, 78 (5), 1248-1253.
- Chang, Jae Bong, Jason L. Lusk und F. Bailey Norwood (2010): The Price of Happy Hens: A Hedonic Analysis of Retail Prices. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 35 (3), 406-423.
- Costanigro, Marco und Jill J. McCluskey (2011): Hedonic Price Analysis in Food Markets. In: Jason L. Lusk, Jutta Roosen und Jason Shogren (Hrsg.): *The Oxford Handbook of the Economics of Food Consumption and Policy*. Oxford, Oxford University Press, 152-180.
- Cranfield, John, B. James Deaton und Shreenivas Shellikeri (2009): Evaluating Consumer Preferences for Organic Food Production Standards. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 57 (1), 99-117.
- Crutchfield, Stephan, Fred Kuchler und Jayachandran N. Variyam (2001): The Economic Benefits of Nutrition Labeling: A Case Study for Fresh Meat and Poultry Products. *Journal of Consumer Policy*, 24 (2), 185-207.
- DLG Deutsche Landwirtschafts-Gesellschaft e. V. (2010): Prüfbestimmungen 2011. [www.dlg.org/fileadmin/downloads/food/DLG\\_Pruefbestimmungen\\_2011.pdf](http://www.dlg.org/fileadmin/downloads/food/DLG_Pruefbestimmungen_2011.pdf). Stand 1. August 2012.
- Drichoutis, Andreas C., Rodolfo M. Nayga, Jr. und Panagiotis Lazaridis (2011): Nutritional Labeling. In: Jason L. Lusk, Jutta Roosen und Jason Shogren (Hrsg.): *The Oxford Handbook of the Economics of Food Consumption and Policy*. Oxford, Oxford University Press, 520-545.
- Europäische Kommission (2012): DOOR Datenbank. <http://ec.europa.eu/agriculture/quality/-door/list.html>. Stand 1. August 2012.
- Foster, William und Richard E. Just (1989): Measuring Welfare Effects of Product Contamination with Consumer Uncertainty. *Journal of Environmental Economics and Management*, 17 (3), 266-283.
- Fotopoulos, Christos und Athanasios Krystallis (2003): Quality Labels as a Marketing Advantage: The Case of the „PDO Zagora“ Apples in the Greek Market. *European Journal of Marketing*, 37 (10), 1350-1374.
- Franz, Karina (2011): Der Zusammenhang zwischen der Bewertung der Produktqualität und dem Preis: eine empirische Untersuchung am Beispiel Eiskrem. Unveröffentlichte Masterarbeit. Institut für Agrarpolitik und Marktforschung. Justus-Liebig-Universität Gießen.
- Giannakas, Konstantinos (2011): Consumer Demand in Vertically Differentiated Markets. In: Jason L. Lusk, Jutta Roosen und Jason Shogren (Hrsg.): *The Oxford Handbook of the Economics of Food Consumption and Policy*. Oxford, Oxford University Press, 243-259.
- Golan, Elise, Fred Kuchler und Lorraine Mitchell mit Beiträgen von Catherine Greene und Amber Jessup (2001): Economics of Food Labeling. *Journal of Consumer Policy*, 24 (2), 117-184.
- Halvorsen, Robert und Raymond Palmquist (1980): The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations. *The American Economic Review*, 70 (3), 474-475.
- Hartl, Jochen (2008): Die Nachfrage nach genetisch veränderten Lebensmitteln. Anwendung neuerer Entwicklungen der Discrete-Choice-Analyse zur Bewertung genetisch

- veränderter Lebensmittel mit Output-Traits. Frankfurt a. M., DLG-Verlag. Gießener Schriften zur Agrar- und Ernährungswirtschaft. 34.
- Just, Richard E., Darrell L. Hueth und Andrew Schmitz (2004): *The Welfare Economics of Public Policy: A Practical Approach to Project and Policy Evaluation*. Cheltenham u. a., Elgar.
  - Lancaster, Kelvin J. (1966): A New Approach to Consumer Demand Theory. *Journal of Political Economy*, 74 (2), 132–157.
  - Latacz-Lohmann, Uwe, Guido Recke und Hendrik Wolff (2001): Die Wettbewerbsfähigkeit des ökologischen Landbaus: Eine Analyse mit dem Konzept der Pfadabhängigkeit. *Agrarwirtschaft*, 50 (7), 433–438.
  - Loureiro, Maria Luz und Jill J. McCluskey (2000): Assessing Consumer Response to Protected Geographical Indication Labeling. *Agribusiness*, 16 (3), 309–320.
  - Marette, Stéphan und Jutta Roosen (2011): Bans and Labels with Controversial Food Technologies. In: Jason L. Lusk, Jutta Roosen und Jason Shogren (Hrsg.): *The Oxford Handbook of the Economics of Food Consumption and Policy*. Oxford, Oxford University Press, 499–519.
  - Marette, Stéphan, Jutta Roosen, Sandrine Blanchemanche und Eve Feinblatt-Mèlèze (2010): Functional Food, Uncertainty and Consumers' Choices: A Lab Experiment with Enriched Yoghurts for Lowering Cholesterol. *Food Policy*, 35 (5), 419–428.
  - Mazzocchi, Mario, Gianluca Stefanis und Spencer J. Henson (2004): Consumer Welfare and the Loss Induced by Withholding Information: The Case of BSE in Italy. *Journal of Agricultural Economics*, 55 (1), 41–58.
  - Mérel, Pierre R. und Richard J. Sexton (2011): Models of Horizontal Product Differentiation in Food Markets. In: Jason L. Lusk, Jutta Roosen und Jason Shogren (Hrsg.): *The Oxford Handbook of the Economics of Food Consumption and Policy*. Oxford, Oxford University Press, 260–291.
  - Odening, Martin, Oliver Mußhoff und Volker Utesch (2004): Der Wechsel vom konventionellen zum ökologischen Landbau: eine investitionstheoretische Betrachtung. *Agrarwirtschaft (German Journal of Agricultural Economics)*, 53 (6), 223–232.
  - Rosen, Sherwin (1974): Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 82 (1), 34–55.
  - Stiftung Warentest (2012): Bedingungen der Stiftung Warentest zur „Werbung mit Untersuchungsergebnissen“. [www.test.de/unternehmen/werbung/nutzungsbedingungen/](http://www.test.de/unternehmen/werbung/nutzungsbedingungen/). Stand 1. August 2012.
  - Teisl, Mario F. und Brian Roe (1998): The Economics of Labeling: An Overview of Issues for Health and Environmental Disclosure. *Agricultural and Resource Economics Review*, 27 (2), 111–130.
  - Weber, Jeremy G. (2011): How Much More Do Growers Receive for Fair Trade-Organic Coffee? *Food Policy*, 36 (5), 678–685.
  - Wissenschaftliche Beiräte für Verbraucher- und Ernährungspolitik sowie Agrarpolitik des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (2012): Politikstrategie Food Labelling. *Berichte über Landwirtschaft*, 90 (1), 35–69.

Artikel 9

**Valuing Country of Origin and Organic Claim:  
A Hedonic Analysis of Cheese Purchases of German Households**

Rebecca Schröck

Erscheint in:  
British Food Journal 116 (7) (*im Druck*)  
(*Emerald Group Publishing Ltd., Bingley (UK)*).

## Valuing Country of Origin and Organic Claim: A Hedonic Analysis of Cheese Purchases of German Households

### Abstract

**Purpose** - This study identifies and quantifies the factors determining the prices of organic and conventional cheese. For a market with a high degree of product differentiation, i.e. the German cheese market, price premiums of various cheese attributes are examined. Thereby, special attention is paid to country of origin effects, geographical indications and organic claims.

**Design/ methodology/ approach** - The analysis is based on homescan panel data of 13,000 representative German households provided by the GfK consumer research association. The dataset combines actual purchase and demographic data for a five-year sample period from 2004 to 2008. Applying the hedonic technique, the cheese price is modelled as a function of a wide range of consumer, store and product characteristics. Effects are analyzed in detail by distinguishing between supply and demand side effects and by estimating price regressions not only for the whole sample but also for different shop types.

**Findings** - The estimated organic price premiums range between 18 % in discount shops and 26 % in hypermarkets. The impacts of the country of origin and geographical indications are considerably smaller in magnitude and limited to special shopping venues like super- and hypermarkets.

**Originality/ value** – The German cheese market is currently evolving from a staple product market to a highly differentiated market where increasing attention is paid to quality indicators such as organic claims or geographical indications. The data are remarkable, both in sample size and information content. Furthermore, the estimation of shop type-specific price premiums offers new and detailed insights in consumer valuation and producer costs of a wide range of cheese attributes.

**Type:** Research Paper

**Key words:** cheese, country of origin, geographical indications, hedonic price analysis, organic claim, store segmentation

### 1. Introduction

Consumers become more and more interested in what they eat. As a consequence, demand for premium quality, healthier, safer and environmentally friendly food products increases. Producers and retailers exploit this trend by introducing quality-differentiated foods with particular claims (Unnevehr et al., 2010). In this context, this paper examines the effects of quality claims such as organic or geographical indications (GIs) on cheese prices. As cheese is a very heterogeneous product characterized by various experience and credence attributes, the cheese market is a conspicuous example for this development. However, an increasing product differentiation and the broadening range of prices in the cheese market raise the question which cheese characteristics are most important in determining product prices.

*This article is © Emerald Group Publishing and permission has been granted for this version to appear here (DOI 10.1108/BFJ-12-2012-0308). Emerald does not grant permission for this article to be further copied/distributed or hosted elsewhere without the express permission from Emerald Group Publishing Limited.*

As measured by sales, Germany is the most important organic food market within the European Union (EU). The market has grown rapidly within the past decade as organic products have become increasingly affordable and available in general retailing. Organic food sales in Germany have more than tripled since the beginning of this century. In 2012, sales added up to 7 bn €, accounting for 3.9 % of the total food market (BÖLW, 2013). The percentage share of organic cheese corresponds to the average organic share of 3 to 4 % (BÖLW, 2009).

The trends toward quality and consumers' desire for cultural identification have evoked an increasing demand for agricultural products that carry a close identification with a particular geographical region. At the same time, producers of regional specialties seek for protection from imitations. Given this background, food products are protected more and more frequently by European Legislation (Loureiro and McCluskey, 2000). Currently, 27 cheese products carry the European Protected Geographical Indication (PGI) and 171 the Protected Designation of Origin (PDO) label (European Commission, 2012) [1]. Within the protected agricultural and food products, cheese is the most important product group. It accounts for more than one third of total PGI/ PDO turnover (European Commission, 2010).

As cheese is characterized by diverse product attributes such as milk type (cow's, sheep's, goat's milk etc.), fat content, brand and packaging, it is crucial to identify and to account for all of them when analyzing cheese prices. These attributes are not always search attributes but often experience attributes related to taste or handling and credence attributes as in the case of organic claims. Therefore, determining the implicit price of an individual characteristic just from observing and comparing market prices of cheese with different expressions of this characteristic is not possible. The hedonic price technique can be used to estimate implicit prices for each of the product attributes, distinct from all the other characteristics.

Looking at the results of earlier hedonic analyses, all studies agree that the organic attribute demands a price premium (e.g. Maguire et al., 2004; Karipidis et al., 2008; Smith et al., 2009; Zhang et al., 2009). The question is only how large it is. For geographical indications (GIs), in contrast, it remains unclear whether they command a price premium at all. The particular aim of the present paper is hence to examine whether GIs (PDO, PGI label) and the organic attribute induce a price premium and to quantify its magnitude. Focusing on the cheese market, this study goes beyond the existent hedonic price analyses for food products in various aspects:

- (i) First, research has focused so far on a single product characteristic or label and has concentrated on meat products, fruits and vegetables. Furthermore, analyses have been frequently conducted in the USA. Therefore, a study for the German cheese market that considers a wide range of product attributes is currently lacking.

- (ii) Second, by interpreting the implicit price of a certain product characteristic as consumer valuation or willingness to pay (WTP), many studies neglect the impact of supply-side factors on the product price. In contrast, the present analysis largely considers producer costs in order to separate and distinguish their price impact from consumer valuation.
- (iii) Third, studies incidentally assume that product characteristics are priced uniformly across all shop types. Since food retailing in Germany is very diverse with respect to its pricing and quality strategies, this assumption seems to be too restrictive. Therefore, we additionally investigate whether price premiums differ between shop types.

The article is organized as follows. Section 2 provides a literature review. Section 3 describes the data. The methodological framework is introduced in section 4. Section 5 covers the econometric evidence and provides interpretations of the results. Finally, conclusions are given in section 6.

## **2. Literature Review**

Many studies use the hedonic price technique in order to estimate implicit prices of food product attributes. As the literature is extensive and growing rapidly, this review concentrates on studies analyzing the organic attribute or GIs [2].

There seems to be a consensus that organic food products command a price premium (e.g. Goldman and Clancy, 1991; Thompson and Kidwell, 1998; Loureiro and Hine, 2002; Oberholtzer et al., 2005; and studies cited below). However, there is substantial variation in the magnitude of the price premiums reported. Most of the existing studies focusing on organic products use the contingent valuation technique or the discrete choice approach. Only few studies are based on market data. When interest lies on consumer preferences, however, data based on actual purchases seems to be more reliable.

There are two different sources of actual purchase data that are commonly used: retail and household panel data. Estes and Smith (1996), Maguire et al. (2004), and Schulz et al. (2010) employ U.S. retail scanner data of large grocery chains. Considering price, product, and store information from Tucson (Arizona) grocery stores, Estes and Smith (1996) investigate consumer produce purchase behaviour. They find that retail prices for organic apples, oranges, and celery were, on average, 118 %, 51 %, and 154 % higher, respectively, than the price of their conventional counterparts. Maguire et al. (2004) report organic price premiums for baby food of 3 to 4 U.S. cent per ounce (= 28 g), which translates into a percentage organic price premium of 20 to 30 %. According to Schulz et al. (2010), organic steak products command a price premium of \$ 1.43/lb, i.e. 18 %, compared to conventional steak products.

The work of Karipidis et al. (2008) is the only one that concentrates on cheese. According to this study the organic character generates a price premium in the case of fresh milk, but not for cheese. Increasing fat content and packaging size, however, affect cheese price negatively, milk type (sheep or goat) and a PDO label positively.

In contrast to the studies mentioned above, the analyses of Huang and Lin (2007), Kiesel and Villas-Boas (2007), Smith et al. (2009) and Zhang et al. (2009) are based on homescan panel data. Huang and Lin (2007) estimate price premiums for organic tomatoes in several regional U.S. markets. Using 2004 AC Nielsen homescan panel data they find that consumers pay a price premium of 7 to 17 % above the price of conventional tomatoes. Zhang et al. (2009) analyze the impact of product and consumer characteristics, season, region and sales promotions on apple and tomato prices. On average, the organic price premium is 29.6 % for tomatoes and 16.9 % for apples. Kiesel and Villas-Boas (2007) investigate consumer reactions to the implementation of the USDA organic seal in October 2002. They find price premiums of 39.4 and 45.8 % for organic milk in the time before and subsequent to the new labelling standard, respectively. The U.S. market for organic and conventional fluid milk is examined by Smith et al. (2009). They estimate a hedonic model considering household, market and product characteristics. Depending on fat content and brand, the organic attribute induces a significant price premium of 60 to 109 %, which is the largest of all product attributes.

There are two types of indications of geographical source. In case of simple indications such as the sole specification of the country of origin (CO) there is no link between the product's characteristics and its geographical source. In contrast, qualified indications such as protected GIs create additional expectations of quality regarding the products' characteristics (Becker, 2002). The impact of the CO on price has been widely investigated in different studies. However, the indication of the originating country without any further quality certification seems to be important for only a few product groups such as olive oil (e.g. Menapace et al., 2011), wine (e.g. Schamel and Anderson, 2003) or coffee (e.g. Teuber and Herrmann, 2012).

Studies investigating the impact of GIs usually focus on protected GIs that are combined with a quality certification scheme like the PDO and the PGI label of the EU. The literature on consumer valuation of GIs has expanded rapidly within the last few years. Since GIs ensure a traditional manufacturing process, a guaranteed origin of the product and/ or a guaranteed origin of the ingredients, one would expect them to be rewarded with a price premium. However, empirical results of consumer studies are not consistent. Roosen et al. (2003) have conducted a mail survey in France, Germany, and the United Kingdom in order to analyze consumer preferences for alternative beef labelling strategies. They find a high consumer demand for a labelling program indicating country of slaughtering and processing. Results of Scarpa and Del Giudice (2004) and Aprile et al. (2012) who investigate the Italian market for extra virgin olive oil suggest that the positive impact on price is even higher for GIs than for an

organic claim. Analyzing prices for fresh meat products in Spain, Loureiro and McCluskey (2000) state that the impact of the GI label is present only on high quality products. Van der Lans et al. (2001) report that the effect of GIs on Italian consumer preferences for olive oil is small in magnitude and limited to specific consumer segments. Deselnicu et al. (2011) conduct a meta-analysis of 27 studies presenting estimates of consumers' WTP or market price premiums for GI labelled food products. They find an average price premium of 13.2 % [3]. Again, the magnitude of the price premium varies significantly across products. Agricultural produce and minimal processed food benefit the most. For highly-processed and differentiated products like cheese the price premium associated with GIs is much smaller, but still positive.

In contrast, Bonnet and Simioni (2001) do not identify any significant impact of the PDO label on the willingness to pay for French camembert cheese. Moreover, numerous studies show that GIs and quality certification schemes suffer from a lack of recognition and knowledge in the population and are subject to misunderstandings and misinterpretations. Therefore, GIs often fail to serve as quality indicators (Grunert, 2005; Verbeke, 2005; Vecchio and Annunziata, 2011).

This literature review directly leads to the main research questions of this paper. Comparing the state of hedonic price research with respect to GIs and organic claims, literature on GIs is much more diverse, both in sample region and period and in results. Regarding organic food products, all the studies presented - with the exception of the work of Karipidis et al. (2008) - were conducted in the USA and were restricted to relatively small regions. Empirical evidence for other countries is not widely available. However, all studies agree that the organic attribute demands a price premium. So the first question to be answered here is how big the organic price premium is in the German cheese market compared to other countries. For GIs, in contrast, it remains unclear whether they command a price premium for a highly-processed food product at all. Therefore, the second task is to examine the existence and the magnitude of price premiums for GI labelled cheese products. Shop type-specific differences in price premiums for cheese attributes have not been investigated so far. Cheese is sold in diverse retail outlets ranging from small farmer markets to large-scale supermarkets. Hence, the third question of interest is whether organic, CO and GI labels are uniformly priced across shop types. Shop type-specific differences in price premiums for organic and geographical labels have not been investigated so far.

### **3. Data and descriptive statistics**

The analysis is based on a homescan panel dataset on food purchases of German households which is conducted by the *GfK* group, the largest consumer research company in Germany. The *GfK* panel offers a particularly qualified dataset for this kind of analysis in two regards: First, food purchase information is directly linked to the household's sociodemographic information. Second, the panel delivers a unique dataset both in size and topicality. It reports purchases of 13,000 households [4] in a wide

range of retail outlets including direct sales and organic food shops (OFSs) and covers a sample period of five years (2004-2008).

The dataset allows for analyses at a disaggregated level, given the detailed information available on each transaction such as date of purchase, amount bought, cheese and shop type, fat content, and organic claim. The data includes the purchases of both random-weight and Uniform Product Code (UPC) cheese products. The price was computed as a unit value price which is obtained by dividing total expenditure against total quantity purchased [5]. Additionally, the dataset includes sociodemographic information such as the household's net income, nationality and size, the place of residence, the number and the age of children and information on the educational attainment, the profession and the gender of the household head as well as the key household shopper.

In order to capture the impacts of product and supplier characteristics on price, the homescan data was extended by various data sources. First, information on PDO and PGI labels which stems from the DOOR database of the European Commission (2012) was added. Furthermore, the French AOC label (Appellation d'Origine Contrôlée) was considered. Second, the dataset was augmented by the mean duration of ripening of the different cheese types in order to complete the information on product characteristics given by the panel data. Third, information on producer milk prices by country of origin, by milk type (cow's, sheep's, goat's milk) and by production method (organic/ conventional) were collected from various sources [6]. The timing of the milk price was lagged as appropriate for aged cheese products.

Table I provides descriptive statistics of the variables used in the empirical estimations. As shown in the table, in 9.3 % of all cheese purchases, the product carried a GI and in 38 % the product originated from outside Germany. In 3 % of all cases organic cheese was bought. The average cheese price was 6.73 €/kg and more than half of the cheese products were bought in discount shops.

**Table I: Definitions of variables for the hedonic price function (n=4 182 113)**

Variable	Definition	Mean	SD
<b>Dependent Variable:</b>			
$p_{ht}$	Price (€/kg) paid by the $h^{\text{th}}$ household for the $t^{\text{th}}$ cheese product at time $t$	6.7325	3.4596
<b>Independent Variables:</b>			
<b>Time and Place (T&amp;P)</b>			
$region_j$	Dummy variable for region $j$ : $j=1-4$ , where 1 = middle and west (base category),	0.3339	0.4716
	2 = east,	0.2372	0.4253
	3 = south,	0.2703	0.4441
	4 = north	0.1586	0.3653
$season_j$	Dummy variable for season $j$ : $j=1-4$ , where 1 = autumn (base category),	0.2452	0.4302
	2 = winter,	0.2533	0.4349
	3 = spring,	0.2566	0.4367
	4 = summer	0.2449	0.4300
$trend$	Annual trend variable (2004=1)	2.9557	1.4018
<b>Consumer Characteristics (CC)</b>			
$income$	Weighted monthly per capita-income (€) of the household	1304.4	504.10
$hhsz$	Household size: number of persons living in the household	2.6739	1.2088
$gender$	Dummy variable: Female household head	0.6999	0.4583
$city$	Dummy variable: Household living in a large city (> 100,000 inhabitants)	0.2981	0.4574
$child$	Dummy variable: Household with young children (< 7 years of age)	0.1379	0.3448
<b>Supplier Characteristics (SC)</b>			
$shoptype_j$	Dummy variable for shop type $j$ : $j=1-5$ , where 1 = discounters (base category)	0.5084	0.4999
	2 = supermarkets,	0.1652	0.3714
	3 = hypermarkets,	0.2864	0.4521
	4 = direct sales and farmer markets,	0.0213	0.1442
	5 = organic food shops,	0.0038	0.0616
	6 = further shops	0.0149	0.1211
$promotion$	Dummy variable: sales promotion	0.0408	0.1979
$prod\_price$	Farm-gate price (Cent/kg) paid to milk producers (deflated)	31.323	7.406
$distance$	Distance between the capital cities of the country of origin and Germany (1000 km)	0.3255	0.4778
<b>Product characteristics (PC)</b>			
$pck_j$	Dummy variable for packaging and presentation attributes $j$ : $j=1-7$ , where 1 = further packaging forms,	0.4532	0.4978
	2 = loose/ random weight,	0.0871	0.2820
	3 = sliced (pre-packed),	0.2340	0.4234
	4 = whole pieces (pre-packed),	0.1632	0.3696
	5 = grated (pre-packed),	0.0564	0.2306
	6 = special form	0.0062	0.0783
$pcksize$	Quantity of cheese purchased (kg)	0.2226	0.1263
$CO_j$	Dummy variable for country of origin $j$ : $j=1-11$ , where 1 = Germany (base category),	0.6200	0.4854
	2 = The Netherlands,	0.0871	0.2820
	3 = Ireland,	0.0005	0.0233
	4 = Denmark,	0.0551	0.2282
	5 = Belgium,	0.0016	0.0401
	6 = France,	0.1273	0.3333
	7 = Italy,	0.0213	0.1443
	8 = Great Britain,	0.0002	0.0151
	9 = Switzerland,	0.0149	0.1210
	10 = Spain,	0.0003	0.0165
	11 = Rest of the World (ROW)	0.0554	0.2287
$type_j$	Dummy variable for cheese type $j$ : $j=1-23$ , where 1 = Gouda (base category)	0.0913	0.2881
	2 = Cream Cheese,	0.1440	0.3511
	3 = Soft Cheese,	0.0836	0.2768
	4 = Mozzarella,	0.0489	0.2157
	5 = Mascarpone,	0.0030	0.0551
	6 = Camembert & Brie,	0.1485	0.3556
	7 = Maasdam,	0.0231	0.1501
	8 = Edam,	0.0153	0.01229
	9 = Butter Cheese,	0.0227	0.1489
	10 = Sour Milk Cheese,	0.0370	0.1887
	11 = Feta/ Feta-Style Cheese/ Brine cheese/ Balkan Cheese,	0.0315	0.1746
	12 = Emmental,	0.0582	0.2341
	13 = Blue Cheese,	0.0226	0.1486
	14 = Smoked Cheese,	0.0025	0.0495
	15 = Mountain Cheese,	0.0126	0.1115
	16 = Barbecue Cheese,	0.0096	0.0973
	17 = Goat & Sheep Cheese,	0.0166	0.1227
	18 = Further cheese types	0.2408	0.4275
$GI_j$	Dummy variable for Quality Certification Schemes $j$ : $j=1-3$ , where 1 = PGI (prot. geogr. indication),	0.0469	0.2115
	3 = PDO (protected designation of origin),	0.0042	0.0646
	2 = AOC (Appellation d'origine contrôlée),	0.0413	0.1991
$organic$	Dummy variable: organic cheese	0.0300	0.1705
$brand$	Dummy variable: brand product	0.0187	0.1354
$fat$	Fat content in dry matter (%)	46.424	15.507
$age$	Ripening duration (months)	1.5832	2.3759
$additives$	Dummy variable: additives (herbs, spices etc.)	0.2114	0.4083
$assortment$	Dummy variable: cheese assortment, i.e. a selection of various cheese products	0.0002	0.0130

Source: Own computation on the basis of GfK homescan panel data, 2004-2008.

In order to obtain a first impression of the price structure, Figure 1 displays the development of prices paid for organic, protected and conventional (neither organic nor protected) cheese. Organic cheese prices obviously vary to a greater extent than the prices of conventional and protected cheese. The price premium for organic cheese ranges around 60 % compared to conventional cheese and is relatively constant all over the sample period. The price premium of protected cheese is considerably smaller, but it has grown over time. Until the beginning of 2006, differences in price between conventional and protected cheese can be hardly detected. In 2008, however, prices of protected cheese were on average 10 % higher than prices of conventional, non-protected cheese. Due to the worldwide increase in milk demand and (short-term) shortage in milk supply, the world market price of milk rose in the second half of the year 2007. Cheese prices in Germany followed this upward trend.

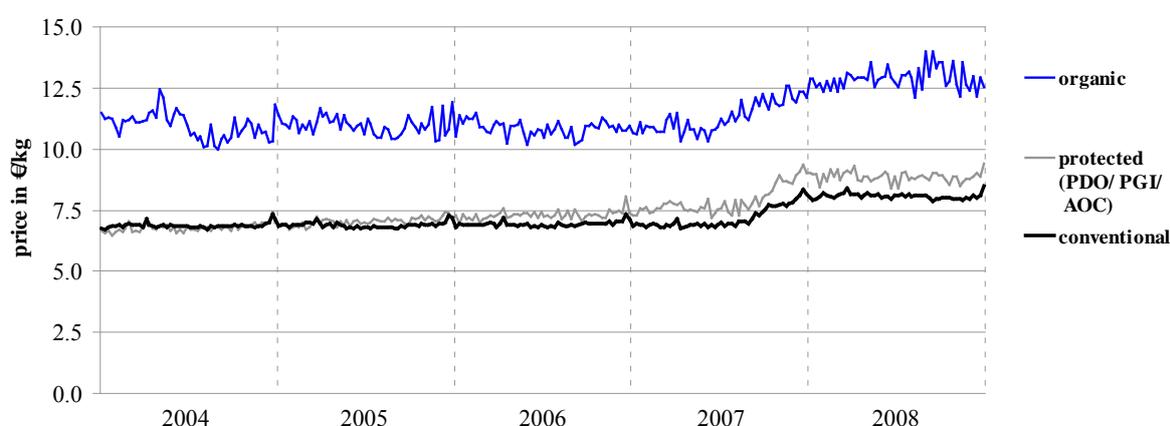


Figure 1. Mean prices of conventional, organic and GI-protected cheese in Germany  
Source: Own computation on the basis of GfK homescan panel data, 2004-2008.

## 4. Methodology

### *Theoretical Model*

In brief, the aim of hedonic price analyses is the disaggregation of products into characteristics and the estimation of implicit prices for units (or the existence) of these characteristics. The underlying idea is that in differentiated food markets consumers' total utility is derived from the sum of utilities associated with each individual attribute a product has (Lancaster, 1966; Rosen, 1974). The hedonic approach relates the prices paid by the consumers for a distinct product to the mix of characteristics offered by that product. Hence, a price-quality relationship is explored in order to elaborate the implicit values of product characteristics (Rosen, 1974; Ladd and Suvannunt, 1976). Costanigro and McCluskey (2011) state that the hedonic approach is especially suitable when the objective is to identify and to isolate price premiums for "credence attributes" such as an organic certification or a GI label.

In hedonic price functions (HPFs), it is implicitly assumed that the consumer price of each product equals the sum of the marginal monetary values of the product's characteristics (Ladd and Suvannunt, 1976):

$$p_i(z) = f_i(z_1, z_2, z_3, \dots, z_K) \quad (1)$$

where  $z$  represents a vector of all product characteristics  $k=1, \dots, K$  associated with product  $i$ . In essence, equation (1) describes the equilibrium price determined simultaneously by the amount of product characteristics supplied by producers or retailers and by the amount of product characteristics demanded by consumers (Rosen, 1974). Consequently, the implicit price of a single attribute  $z$  reflects both the relative value consumers attach to the attribute and the per unit marginal cost of production of the same attribute.

It is discussed controversially in the literature which model specification, a price- or a quantity-dependent model, should be applied when analyzing food prices. The model choice clearly depends on the underlying data. In the case of auction data, the issue is clear: buyers reveal their preferences through the price they are willing to pay for the auctioned product. Here, a price-dependent hedonic model has to be applied (Teuber, 2010). In most retail situations, however, consumers are considered to be price-takers since the possibility to negotiate prices is very limited. Nerlove (1995) argues that if consumers are price-takers, they can only reveal their preferences through the quantities purchased. Therefore, they favour a quantity-dependent model.

In the present case, we argue in a different way since none of the two extreme views on consumers' impact on observed prices is true. Here, price data stem from a household panel and the cheese market is characterized by a high degree of product and market differentiation, which becomes manifest in multiple cheese types and multiple shopping venues. Therefore, consumers reveal their preferences not only through the quantities purchased but also through the product and the shop type chosen, which in turn reflects their choice between differently priced products. Often even one and the same product has different prices in different shops. Since consumers can "negotiate" prices to a certain degree by choosing products and shops, they cannot be considered as price-takers in the original sense. In contrast, they can choose quantities and prices. Consequently, the HPF is estimated as a price-dependent model. But it has to be kept in mind that implicit prices detected by this approach cannot be interpreted as "pure" consumer valuation but have to be interpreted in a supply-and-demand framework.

### *Empirical Model*

Theory provides little guidance which functional form should be chosen for the HPF. Therefore, the model was estimated in several functional specifications. The linear specification as well as the log transformation of the dependent variable fit the data well and provide plausible and robust coefficients. Here, results of the semi-logarithmic model will be presented since the percentage price differ-

ences are easier to compare to previous studies. In addition, this form has the advantage of transforming the dependent variable to approximate a normal distribution. Given the nature of the data, i.e. repeated observations coming from each household, the existence of heteroskedasticity in the data is likely. Therefore, the observations are clustered in order to account for multiple observations coming from one household. Clustering ensures that the Huber-White estimator of variance is used that is robust to correlations within the observations of each household (White, 1980) [7].

The theoretical HPF presented in equation (1) represents a reduced-form price equation reflecting both supply and demand influences. Empirically, the HPF is estimated as a function of vectors describing time and place of purchase ( $T&P$ ), consumer characteristics ( $CC$ ), supplier characteristics ( $SC$ ) and product attributes ( $PC$ ):

$$\ln p_{iht} = \alpha_i + \sum_{r=1}^7 b_{ir} \cdot T \& P_{r,ht} + \sum_{k=1}^5 c_{ik} \cdot CC_{k,ht} + \sum_{g=1}^8 d_{ig} \cdot SC_{g,iht} + \sum_{q=1}^{42} e_{iq} \cdot PC_{q,iht} + \varepsilon_{iht} \quad (2)$$

$p_i$  is the price per kilogram for the  $i^{th}$  cheese purchase.  $T&P$  is a vector of variables describing time and place of purchase (i.e. region, season, and time trend).  $CC$  is a vector containing consumer characteristics (i.e. income, household size, gender of the household head, and dummy variables for households living in large cities and for households with young children). Vector  $SC$  consists of characteristics of the shopping venue and the supplier (i.e. milk producer price, transportation distance and dummy variables for sales promotions as well as for supermarkets, hypermarkets, farmer markets, OFSSs, and further shop types). Vector  $PC$  describes the wide array of cheese attributes of which the most important in this study are organic claim, CO and GIs. Furthermore, variables describing packaging and presentation, cheese types, and further quality characteristics such as national brands, the duration of ripening and the fat content in dry matter are included. A complete variable description and descriptive statistics can be seen in Table I.

This study develops some new approaches to measure and to distinguish demand- and supply-side price effects. The price effects solely induced by demand side are mirrored by the coefficients of the variables describing consumer characteristics. Pure supply-side effects are captured by the supplier characteristics. In addition, the impact of product characteristics on price is determined both by demand and supply side effects. For some of the characteristics such as the organic claim or the duration of ripening both effects are expected to work in the same direction, i.e. to increase prices.

For the CO dummies the coefficients' signs are less clear. CO effects are often interpreted as consumers' preferences or consumers' WTP for a certain product origin. Consumers might prefer either foreign cheese (by reason of holiday experiences, the reputation of a country with respect to cheese production or media coverage) or local German cheese. However, supply-side effects like variances in input prices by country, i.e. in milk producer prices, and in transportation costs also have an impact on

cheese prices. Here, demand and supply side effects may even be countervailing. Depending on which effect predominates, the implicit price of a country dummy in a traditional HPF may be positive or negative. If the dummy is positive, it could be wrongly supposed that consumers prefer cheese from abroad in spite of the fact that solely supply-side costs induce a price premium. In order to better distinguish between these CO effects, separate variables reflecting the transportation (*Distance*) and input costs [8] (*Producer price*) are introduced. Furthermore, “pure” CO effects (i.e. simple indications of geographical origin) are distinguished from effects induced by protected GIs (i.e. qualified indications of geographical origin). Thereby, different levels of geographical differentiation (PGI, PDO, AOC) are investigated.

## 5 Results

Regression results are presented in Table II. The basic model (model 1) shows the average effects across all shop types. Since relevant product attributes in one shop type do not necessarily have to be relevant in another one, equation (2) is re-estimated for the different shop types. Thereby, flexibility is introduced by allowing the impact of consumer, supplier and product characteristics on price to differ across shop types. These impacts are revealed in the models 1a to 1e (see Table II).

General effects of the *shop type* can be taken from the basic model. As the baseline shop type should be consistent and equally available to all households, discounters are chosen as reference category. As expected, they are able to sell cheese products at the lowest price given that these venues typically offer only a small assortment of cheese types. In doing so, they can enjoy economies of scale. Compared to discounters, all the other shop types charge higher prices. *Ceteris paribus*, cheese price is 26.1 % higher in supermarkets than in discounters [9]. Price premiums are highest at farmer markets (45.8 %) and in OFSs (41.4 %). In further shops such as specialty cheese shops, deli- and butcher shops or online trading prices are on average 31.6 % above the level of discount shops. These values seem quite plausible and are in line with previous research (e.g. Maguire et al., 2004; Huang and Lin, 2007; Smith et al., 2009). Prices at farmer markets and in OFSs are higher, reflecting missing economies of scale, costs of individual and intensive customer service, and luxury features of OFSs such as sitting areas or water dispensers. In return for satisfying such specific consumer needs, OFSs – like other speciality stores – can afford to charge higher prices. In the following, shop type-specific effects of the individual variables are discussed together with the characteristics in question.

Starting with the variable of special interest, the price of *organic* cheese is significantly higher compared to conventional cheese. The regression coefficient of the organic claim variable in the pooled model gives the average impact of an organic claim across all shop types. This coefficient indicates that organic cheese generates a price premium of 24.9 % (which translates to an absolute price premium of about 1.70 € per kg), holding all other characteristics constant.

**Table II: Parameter estimates of the semi-logarithmic hedonic price functions**

		Model 1: basic model	Model 1 a: DISC	Model 1 b: SM	Model 1 c: HYP	Model 1 d: FM	Model 1 e: OFS
Constant Term		0.042	0.758 ***	0.352 ***	-0.124 *	0.423 *	1.291 ***
<b>Time &amp; Place</b>							
<b>Region</b>	<i>east</i>	0.009 ***	0.034 ***	0.016 *	-0.040 ***	-0.013	-0.025
(RC: middle/ west)	<i>south</i>	0.010 ***	0.007 **	0.023 ***	-0.003	0.039 *	-0.013
	<i>north</i>	0.017 ***	0.016 ***	0.018 *	0.013 *	0.025	0.005
<b>Season</b>	<i>spring</i>	-0.015 ***	-0.017 ***	-0.011 ***	-0.016 ***	-0.014 ***	0.000
(RC: autumn)	<i>summer</i>	-0.018 ***	-0.018 ***	-0.015 ***	-0.017 ***	-0.021 ***	-0.010
	<i>winter</i>	-0.007 ***	-0.007 ***	-0.006 ***	-0.006 ***	-0.009 *	-0.002
<b>Trend</b>	<i>time trend</i>	0.025 ***	0.035 ***	0.023 ***	0.017 ***	0.027 ***	0.016 *
<b>Consumer Characteristics (CC)</b>							
<b>Household characteristics</b>	<i>income (log)</i>	0.067 ***	0.032 ***	0.100 ***	0.089 ***	0.116 ***	0.029
(RC: male, no children, no city)	<i>hsize</i>	0.003 **	0.004 ***	0.004 (*)	0.002	-0.001	0.005
	<i>gender</i>	0.014 ***	0.014 ***	0.008	0.016 ***	0.003	-0.035
	<i>city</i>	-0.002	-0.005 **	0.010 *	-0.006	0.009	-0.023
	<i>children &lt; 7y.</i>	-0.001	0.001	0.009	-0.011 *	-0.015	0.016
<b>Supplier Characteristics (SC)</b>							
<b>Shop type</b>	<i>supermarkets</i>	0.232 ***	---	---	---	---	---
(RC: discounter)	<i>hypermarkets</i>	0.165 ***	---	---	---	---	---
	<i>farmer markets</i>	0.377 ***	---	---	---	---	---
	<i>organic food shops</i>	0.346 ***	---	---	---	---	---
	<i>further shops</i>	0.275 ***	---	---	---	---	---
<b>Sales Promotion</b>	<i>promotion</i>	-0.147 ***	-0.058 ***	-0.261 ***	-0.169 ***	-0.349 ***	-0.219 ***
<b>Producer price</b>	<i>prod price (log)</i>	0.252 ***	0.174 ***	0.175 ***	0.314 ***	0.091 ***	0.219 ***
<b>Transportation</b>	<i>distance</i>	0.069 ***	0.132 ***	0.015 *	0.052 ***	0.073 ***	0.003
<b>Product Characteristics (PC)</b>							
<b>Packaging &amp; Presentation</b>	<i>packaging size</i>	-0.817 ***	-1.458 ***	-0.834 ***	-0.822 ***	-0.313 ***	-0.216 *
	<i>loose</i>	0.142 ***	0.252 ***	0.125 ***	0.132 ***	0.260 ***	0.112 ***
	<i>sliced</i>	0.142 ***	0.127 ***	0.089 ***	0.103 ***	0.155 ***	-0.032
	<i>whole pieces</i>	0.212 ***	0.177 ***	0.189 ***	0.210 ***	0.236 ***	-0.009
	<i>grated</i>	0.094 ***	0.004	0.075 ***	0.117 ***	0.107 (*)	-0.038
	<i>special form</i>	0.458 ***	0.396 ***	0.471 ***	0.441 ***	0.292 ***	---
<b>Country of Origin</b>	<i>The Netherlands</i>	0.057 ***	0.068 ***	0.132 ***	0.129 ***	0.005	0.063
(RC: Germany)	<i>Ireland</i>	0.313 ***	0.190 ***	0.431 ***	0.360 ***	0.043	---
	<i>Denmark</i>	0.013 ***	0.050 ***	0.036 ***	-0.064 ***	-0.124 ***	-0.038
	<i>Belgium</i>	0.355 ***	0.332 ***	0.317 ***	0.375 ***	0.103 (*)	0.091
	<i>France</i>	0.253 ***	0.178 ***	0.333 ***	0.302 ***	0.093 ***	-0.081
	<i>Italy</i>	0.054 ***	-0.011	0.243 ***	0.022 *	-0.029	0.197 **
	<i>Great Britain</i>	0.113 ***	0.047 ***	-0.151 *	0.203 ***	0.010	---
	<i>Switzerland</i>	0.207 ***	0.235 ***	0.281 ***	0.154 ***	0.210 ***	0.295 ***
	<i>Spain</i>	0.281 ***	0.148 ***	0.332 ***	0.279 ***	---	---
	<i>ROW</i>	0.128 ***	0.094 ***	0.222 ***	0.117 ***	0.024	0.069 ***
<b>Cheese types</b>	<i>Cream Cheese</i>	-0.220 ***	-0.391 ***	-0.262 ***	-0.167 ***	0.169 ***	-0.276 ***
(RC: Gouda)	<i>Soft Cheese</i>	-0.131 ***	-0.271 ***	-0.179 ***	-0.083 ***	0.249 ***	0.038
	<i>Mozzarella</i>	-0.205 ***	-0.346 ***	-0.309 ***	-0.196 ***	0.067 (*)	-0.115 *
	<i>Mascarpone</i>	0.136 ***	0.067 ***	0.108 ***	0.144 ***	0.189 ***	-0.112
	<i>Camembert</i>	0.086 ***	-0.117 ***	0.119 ***	0.133 ***	0.294 ***	0.165 ***
	<i>Maasdam</i>	0.027 ***	-0.052 ***	0.043 **	-0.057 ***	-0.029	-0.024
	<i>Edam</i>	-0.021 ***	-0.014 ***	-0.049 ***	-0.059 ***	-0.062 *	-0.029
	<i>Butter Cheese</i>	0.099 ***	0.029 ***	0.167 ***	0.134 ***	0.238 ***	0.115 ***
	<i>Sour Milk Cheese</i>	0.135 ***	0.036 ***	0.028 *	0.174 ***	0.081 **	-0.097 (*)
	<i>Feta-style Cheese</i>	-0.112 ***	-0.225 ***	-0.116 ***	-0.099 ***	0.143 ***	0.203 ***
	<i>Emmental</i>	0.057 ***	0.062 ***	0.042 ***	0.026 ***	0.122 ***	-0.130 ***
	<i>Blue Cheese</i>	0.331 ***	0.046 ***	0.445 ***	0.459 ***	0.486 ***	0.262 ***
	<i>Smoked Cheese</i>	0.298 ***	0.149 ***	0.289 ***	0.426 ***	0.297 ***	0.054
	<i>Mountain Cheese</i>	0.396 ***	0.236 ***	0.528 ***	0.483 ***	0.463 ***	0.202 ***
	<i>Barbecue Cheese</i>	0.321 ***	0.342 ***	0.440 ***	0.405 ***	0.124 ***	---
	<i>Goat/Sheep Cheese</i>	0.309 ***	0.312 ***	0.320 ***	0.267 ***	0.412 ***	0.241 ***
	<i>Further Cheese</i>	0.182 ***	0.062 ***	0.194 ***	0.229 ***	0.276 ***	0.192 ***
<b>Geographical Indications</b>	<i>PGI</i>	0.009 **	0.002	-0.073 ***	-0.023 ***	-0.027	-0.139 **
	<i>PDO</i>	0.020 ***	-0.029 ***	0.049 ***	0.049 ***	-0.053 **	0.025
	<i>AOC</i>	0.045 ***	-0.108 ***	0.087 ***	0.063 ***	0.145 ***	0.204 ***
<b>Organic Brand</b>	<i>organic product</i>	0.222 ***	0.168 ***	0.296 ***	0.309 ***	0.266 ***	---
<b>Fat</b>	<i>brand product</i>	0.190 ***	0.301 ***	0.097 ***	0.103 ***	-0.054 *	-0.280 ***
	<i>fat content</i>	0.002 ***	0.003 ***	0.002 ***	0.002 ***	0.001	0.002 **
<b>Age Additives</b>	<i>ripening duration</i>	0.025 ***	0.029 ***	0.018 ***	0.022 ***	0.022 ***	0.018 ***
<b>Assortment</b>	<i>additives</i>	0.232 ***	0.230 ***	0.248 ***	0.227 ***	0.159 ***	0.226 ***
	<i>assortment</i>	0.373 ***	0.252 ***	0.394 ***	0.438 ***	0.641 *	---
N (No. of households)		15836	15294	12718	14023	6484	830
N (No. of observations)		4182111	212619	691065	1197735	88901	15955
Adjusted R <sup>2</sup>		0.587	0.622	0.520	0.499	0.486	0.461
F-value		7426	11668	1682	2325	169.36	92.13

Notes: RC – reference category; \*\*\*, \*\*, \* and (\*) denote significance at 0.1, 1, 5 and 10 %, respectively.  
Source: Own computation on the basis of GfK homescan panel data, 2004-2008.

Interestingly, the percentage organic price premium differs substantially according to shop type. In discount shops, organic cheese is only 18.3 % more expensive than conventional cheese whereas in hypermarkets the organic price premium is 36.2 %. For OFSs (model 1f), it is impossible to estimate the organic price premium because the assortment consists exclusively of organic products. Here, the price premium for the organic characteristic is expressed in the magnitude of the constant term which is far above the constant term in the models 1a to 1e.

Overall, the price premiums for the organic attribute exceed the values in previous U.S. studies presented in section 2. The empirical finding of higher organic price premiums in Germany compared to the USA confirms the results of Lohr (2001), who descriptively compared organic price premiums in various countries. As price premiums are determined both by supply and demand side factors, there are various reasons for these differences. On the one hand, the willingness to pay for an organic claim is possibly higher in Germany. On the other hand, as a result of larger farm sizes, additional costs for organic production are probably lower in the USA [10]. Moreover, differences in the magnitude of price premiums can be at least partly a result of different kinds of data. The majority of U.S. studies use retail scanner data, excluding purchases in specialty stores like OFSs or specialty cheese shops. As the price level of organic products is typically much higher there than in general retailing, it seems to be plausible that analyses based on supermarket scanner data indicate lower organic price premiums than the present analysis based on household panel data.

Parameter estimates for the *Country of Origin* dummies show that cheese from abroad achieves significantly higher price levels compared to German cheese – even when the varying transportation and input costs are accounted for. Price premiums are particularly high for countries which are said to have high competence in cheese production and which produce cheese specialties such as Ireland, Belgium, France, Spain and Switzerland. In order to get the total CO effect determined both by demand and supply side, the distance effect, the input cost effect and the single CO effect have to be added. For Belgian cheese made of conventional cow milk in 2008, for example, the combined effect of supply and demand side factors on price is a premium of 36.9 % [11]. Again, consumers in OFSs take a special position. As the impact of almost all CO dummies in model 1f is not significantly different from zero, organic food buyers seem to have a higher preference for locally produced food.

Apart from simple CO effects, *GIs* affect consumers' choices, too. Small but significant price premiums revealed in the HPFs confirm that *GIs* are generally successful in signalling superior quality to consumers. In the pooled model, the PGI and the PDO label generate a price premium of 0.9 and 2.0 %, respectively. The price premium for the French AOC label of 4.6 % is somewhat higher. For consumers in OFSs and at farmer markets, however, EU certification schemes obviously do not increase product valuation. In contrast, the AOC label nevertheless achieves considerable price premiums in these shopping venues. In discount shops, *GIs* even induce a negative price effect. Results un-

derline those of previous studies which reveal that the impact of GIs on product preference is small in magnitude and limited to specific consumer groups (Van der Lans et al., 2001) or limited to high quality products (Loureiro and McCluskey, 2000). Accordingly, our results reveal that the impact of GIs on price is small in magnitude and limited to general retailing, i.e. to super- and hypermarkets. In discount shops, where product quality is said to be lower, and in OFSs, where consumers are said to be wealthier and more concerned about healthy eating, the PDO and PGI label do not serve as quality indicators. This result contradicts the finding of Bernabéau et al. (2010) for Spanish Manchego cheese consumers. They found the organic attribute to be an inadequate differentiation strategy for cheese and the origin to be the most important one. Widening the focus from Manchego to all cheese types this result cannot be confirmed in this study, at least for German cheese consumers. Here, price premiums for GI labels are considerably smaller than those for the organic attribute.

Apart from the effects induced by the CO, GIs and organic, Table II reveals the importance of additional determinants of cheese prices. The impacts of *consumer characteristics (CC)* seem to be rather small and sometimes even insignificant. The finding that the influence of consumer characteristics on price relative to product and producer attributes is rather limited is in line with the results of the study by Smith et al. (2009) for fluid milk in the USA. However, the effect of weighted per-capita income on prices paid is positive and highly significant in all shop types. Expectedly, the income effect on price is higher at farmer markets and in hyper- and supermarkets than in discount shops. Huang and Lin (2007), Smith et al. (2009) and Zhang et al. (2009) also report that prices paid for milk, tomatoes and apples, increase with household income, respectively. Apart from a slightly positive price trend in all shop types, characteristics of *time and place (T&P)* exert little influence on the cheese price. On average, deflated prices increased by 2.5 % per year.

Implicit prices for *packaging and presentation* characteristics also differ between shop types. If the package size increases by 100 g, average cheese price drops by 5.6 %. Price discounts for large packaging sizes are especially distinctive in discount shops. Consumers (and suppliers) in OFSs seem to have different preferences (and cost structures) from those in discounters, supermarkets and hypermarkets. This is not only true for the packaging size but also for the cheese form: Whole pieces that are pre-packed and sliced cheese generate price premiums in all shop types except for OFSs. There, consumers apparently prefer cheese in a form as “natural” or unprocessed as possible, i.e. random weight cheese.

The baseline *cheese type* is Gouda. As the most demanded cheese type in Germany (LZ, 2011), it is a fairly known and standard product. Gouda as well as cream and soft cheese, Mozzarella, Edam and feta-style cheese whose coefficients show a negative sign are very common and widespread cheese products in Germany. They are usually produced in large quantities, so that they can enjoy economies of scale. In contrast, mountain cheese, blue cheese and barbecue cheese are characterized by the high-

est price premiums (48.6 %, 39.2 % and 37.9 %, respectively). High implicit prices may arise both from exceptionally high consumer valuation and high production costs. In the case of these cheese types, high implicit prices do not necessarily imply highest consumer valuation. In contrast, they are likely to arise – at least in part – from elevated costs of production. Small market shares of these cheese types (see Table I) indicate that only a small fraction of consumers actually purchase (and hence value) them. Cheese that is made of *goat or sheep milk* also realizes a considerable price premium of 36.2 %. Since producers have managed to reduce the penetrating goat or mouton flavour, these products gain in market share because they are lactose-free and tasteful. Here, results are in line with those of Karipidis et al. (2008) for the Greek cheese market.

With the exception of farmer markets and OFSs, *brand products* realize higher prices than private label cheese. On average, the price of brand products is 20.9 % above the price of private labels. The percentage price premium of brand products is highest in discount shops (35.1 %) whose assortment mainly consists of private label products and is lowest in supermarkets (10.2 %). Interestingly, brands induce significant price discounts at farmer markets and in OFSs. There are several reasons for this finding: On the one hand, OFSs typically offer solely brand products. Only in recent years they have started to launch private labels. Therefore, private label cheese was rarely available there during the sample period. On the other hand, the majority of consumers in OFSs are regular buyers of organic food who are supposed to be less brand-oriented than occasional buyers or non-buyers of organic food (Nie and Zepeda, 2011). A similar pattern of argumentation may be used in case of farmer markets. Here, consumers do not search for (national) brands but for locally produced, home-made products.

As milk fat is a costly ingredient, cheese price increases with a rising *fat content* in all shop types. Furthermore, price increases with the *duration of ripening*. An additional month of storage increases the price by 2.5 % *ceteris paribus*. Again the price premium is probably a result of both supply side and demand side impacts: Cheese storage increases the costs of production and intensifies taste. The results of the *Distance* variable (approximated by the distance between the capital cities) are straightforward: A 1000 km increase in transportation distance results in a price increase of 7.1 %, *ceteris paribus*.

In the basic model 59 % of the observed price variation is explained. Of course, it is interesting to have a closer look at the explanatory contribution of individual variables or variable groups. Regressing the logarithm of price on selections of variables shows: Product characteristics are most important in explaining price variations. They already capture 52 % of the price variation. Models considering either characteristics of consumers or suppliers explain only 4 and 31 % of the price variation, respectively.

## **6. Concluding Remarks**

This study assesses consumer valuation and producer costs of various cheese attributes, focusing on organic claim and CO effects. The analysis is based on national representative data from the German *GfK* homescan panel for fresh food products which was combined with data on GIs provided by the DOOR database of the European Commission and with information on milk producer prices. As the dataset is more recent, records actual purchases, encompasses all store types, includes a set of socio-demographic characteristics of the households, and offers a very large sample size, it provides several advantages in comparison with data used in previous research.

Using the hedonic approach, implicit prices are estimated for a wide array of product, consumer and supplier characteristics. In addition to the use of a highly informative dataset, the study's main contributions lie in the extensive consideration of both demand and supply side effects on price and in the provision of shop type-specific price premiums. Furthermore, by distinguishing between effects induced by the CO itself and by GIs, the impact of the geographical origin is analyzed in detail. The application to German cheese generates three major results:

- (i) Organic and geographical labels yield significant price premiums at the market level. Thereby, countries with established reputations for cheese production such as Switzerland, Ireland, Belgium or France can charge the highest price premiums ranging from 23 to 43 %. The average percentage price premium of an organic claim is 25 %. The price premiums for GIs are much smaller in magnitude. On average they amount to 0.9 % for the PGI, 2.0 % for the PDO and 4.6 % for the AOC label.
- (ii) There are essential shop type-specific differences in the price premiums. Price premiums for the organic, the CO and the GI attribute are lowest (and in the case of GIs even negative) in discount shops and highest in general retailing, i.e. in super- and hypermarkets. OFSs and farmer markets seem to have their own customers and pricing structures. Here, price premiums show different magnitudes and sometimes even different signs from those in general retailing. Interestingly, PDO/ PGI labels and brands do not yield price premiums for these shop types.
- (iii) The estimated organic price premiums in this study are considerably lower than those found in analyses for the USA. This finding underlines the fact that structure and size of the organic food market in Germany differ from those in other countries, especially in the USA.

The estimates of price premiums for cheese attributes allow for drawing several implications. First, cheese manufacturers and retailers aware of their own production costs can use them to revise marketing strategies and to optimize the mix of product attributes. Cheese manufacturers would be best advised to produce cheese products that yield the highest net price premiums, i.e. the highest price premiums after deducting production costs [12]. In this regard, the estimation results can provide valuable hints at profitable market segments and current trends in the German cheese market. In addition to the organic characteristic, cheese made of goat or sheep milk, products that create new uses such as barbecue cheese, and products that offer a variety of cheese (assortments) seem to meet consumer preferences. However, when drawing conclusions one has to pay attention to the plausibility of extrapolating the results. According to our results, a Belgian mountain cheese would yield the highest price premiums. As Belgium is a rather flat land, it is impossible to produce this combination of attributes.

Furthermore, the results hold potential to be of great interest for political and regulatory authorities. As labels with positive price premiums either demand cost-intensive production practices and/ or a designated origin, there is a risk that producers of low-quality or unlabelled products make false claims in order to free-ride on collective reputation (Winfrey and McCluskey, 2005). The higher the price premiums are, the greater is the incentive to abuse the label and consequently the more intense is the need to control regulations and certification standards.

The models in this paper could be extended in a number of directions, including the following. First, a comparison of hedonic regression results based on homescan panel data with those of retail scanner data would help to find out about systematic, data-related differences in price premiums for organic and geographical labels. As the coverage of retail scanner data deviates from that of homescan panel data, e.g. with respect to purchases of firms, public authorities and tourists, analyses of retail data might lead to divergent results. Second, the dataset only covers the at-home market. One of the most relevant changes in lifestyle and eating habits in the last years, however, is the increasing consumption of food away from home (DESTATIS, 2008). Organic and regional food is gaining in importance in the German food service market (BÖLW, 2011). As cheese is an ingredient of many snacks and menus offered away from home, price premiums for organic and GI labels in this market are certainly worth a closer look in future. Third, homescan panel data are collected continuously and are thus suitable for monitoring the market for organic and geographically labelled food. By introducing interaction terms in the HPFs, changes in price premiums for cheese labels over time could be identified.

Finally, the question that still remains to be answered is: In which direction is the cheese market likely to develop? Price premiums identified in this analysis combined with recent market developments (i.e. an increase in quantities, turnover and number of products) of organic and geographically labelled food (BÖLW, 2013; Chever et al., 2012) unambiguously indicate that consumers interpret organic and geographical labels as indicators of a higher cheese quality. Although a considerably large consumer

group will continue to demand low-price standard quality cheese, the number of consumers valuing high quality cheese or cheese with special attributes will continue to grow. Regarding this, two countervailing trends in the cheese market are likely to occur: On the one hand consumers' demand for varieties and innovations, i.e. for modified and completely new products. On the other hand they seek for cultural and geographical identification that calls for authentic and traditional products with guaranteed origin.

## References

- Aprile, M.C., Caputo, V. and Nayga, R.M. Jr. (2012), "Consumers' valuation of food quality labels: the case of the European geographic indication and organic farming labels", *International Journal of Consumer Studies*, Vol. 36, No. 2, pp. 158-165.
- Becker, T. (2002), "Bedeutung und Nutzung geschützter Herkunftszeichen [The importance and use of protected labels of origin]", report of the Office for Technology Assessment on behalf of the German Bundestag, 15 December, available at: [https://marktlehre.uni-hohenheim.de/fileadmin/einrichtungen/marktlehre/Forschung/Herkunftsangaben/Gutachten\\_Herkunftszeichen.pdf](https://marktlehre.uni-hohenheim.de/fileadmin/einrichtungen/marktlehre/Forschung/Herkunftsangaben/Gutachten_Herkunftszeichen.pdf) (accessed 19 December 2012).
- Bernabéu, R., Díaz, M. and Olmeda, M. (2010), "Origin vs organic in Manchego cheese: which is more important?", *British Food Journal*, Vol. 112, No. 8, pp. 887-901.
- BÖLW (Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft) (2009), "Zahlen, Daten, Fakten: Die Bio-Branche 2009 [Figures, data, facts: The organic food sector 2009]", available at: [http://www.boelw.de/uploads/media/pdf/Dokumentation/Zahlen\\_Daten\\_Fakten/ZDF\\_gesamt2009.pdf](http://www.boelw.de/uploads/media/pdf/Dokumentation/Zahlen_Daten_Fakten/ZDF_gesamt2009.pdf) (accessed 19 December 2012).
- BÖLW (Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft) (2011), "Zahlen, Daten, Fakten: Die Bio-Branche 2009 [Figures, data, facts: The organic food sector 2011]", available at: [http://www.boelw.de/uploads/media/pdf/Dokumentation/Zahlen\\_Daten\\_Fakten/ZDF2011.pdf](http://www.boelw.de/uploads/media/pdf/Dokumentation/Zahlen_Daten_Fakten/ZDF2011.pdf) (accessed 09 April 2012).
- BÖLW (Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft) (2013), "Zahlen, Daten, Fakten: Die Bio-Branche 2012 [Figures, data, facts: The organic food sector 2012]", available at: [http://www.boelw.de/uploads/media/pdf/Dokumentation/Zahlen\\_Daten\\_Fakten/ZDF\\_2013\\_Endversion\\_01.pdf](http://www.boelw.de/uploads/media/pdf/Dokumentation/Zahlen_Daten_Fakten/ZDF_2013_Endversion_01.pdf) (accessed 15 April, 2013).
- Bonnet, C. and Simioni, M. (2001), "Assessing consumer response to protected designation of origin labelling: a mixed multinomial logit approach", *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 28, No. 4, pp. 433-449.
- Chever, T., Renault, C., Renault, S. and Romieu, V. (2012), "Value of production of agricultural products and foodstuffs, wines, aromatised wines and spirits protected by a geographical indication (GI)", available at: [http://ec.europa.eu/agriculture/external-studies/2012/value-gi/final-report\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/agriculture/external-studies/2012/value-gi/final-report_en.pdf) (accessed 14 May, 2013).
- Costanigro, M. and McCluskey, J.J. (2011), "Hedonic price analysis in food markets", in Lusk, J.L., Roosen, J. and Shogren, J.F. (Ed.), *The Oxford Handbook of the Economics of Food Consumption and Policy*, Oxford University Press, New York, pp. 152-180.
- Deselnicu, O., Costanigro, M., Souza-Monteiro, D.M. and McFadden, D.T. (2011), "A Meta-Analysis of Geographical Indication Food Valuation Studies. What Drives the Premium for Origin Based Labels?", working paper no. 93, American Association of Wine Economists, New York University, New York, November 2011.
- DESTATIS (Statistisches Bundesamt Deutschland) (2010), "Wirtschaftsrechnungen. Einkommens- und Verbrauchsstichprobe, Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte", special series 15, issue 4. Wiesbaden, Germany.
- Dimitri, C. and Oberholtzer, L. (2009), "Marketing U.S. organic foods, recent trends from farms to consumers", Economic Information Bulletin No. 58, U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service, Washington, DC, September.

- Estes, E.A. and Smith, V.K. (1996), "Price, quality, and pesticide related health risk considerations in fruit and vegetable purchases: an hedonic analysis of Tucson, Arizona supermarkets", *Journal of Food Distribution Research*, Vol. 27, No. 3, pp. 59-76.
- European Commission (2010), "PDO and PGI agricultural products: a 14.2 billion euro turnover for over 800 products", European Commission, Agriculture and Rural Development, IP/09/1593, Brussels. Available at: [http://ec.europa.eu/agriculture/quality/schemes/newsletter-2010\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/agriculture/quality/schemes/newsletter-2010_en.pdf) (accessed 19 December 2012).
- European Commission (2012), DOOR database. European Commission, Agriculture and Rural Development, Brussels. Available at: <http://ec.europa.eu/agriculture/quality/door/list.html> (accessed 19 December 2012).
- Goldman, B.J. and Clancy, K.L. (1991), "A survey of organic produce purchases and related attitudes of food cooperative shoppers", *American Journal of Alternative Agriculture*, Vol. 6, No. 2, pp. 89-96.
- Grunert, K.G. (2005), "Food quality and safety: consumer perception and demand", *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 32, No. 3, pp. 369-391.
- Halvorsen, R. and Palmquist, R. (1980), "The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations", *The American Economic Review*, Vol. 70, No. 3, pp. 474-475.
- Huang, C.L. and Lin, B.-H. (2007), "A hedonic analysis of fresh tomato prices among regional markets", *Review of Agricultural Economics*, Vol. 29, No. 4, pp. 783-800.
- Karipidis, P., Aggelopoulos, S. and Tsakiridou, E. (2008), "Implicit prices of product characteristics in the milk and cheese market", *Journal of Global Business Advancement*, Vol. 1, No. 4, pp. 370-380.
- Kiesel, K. and Villas-Boas, S.B. (2007), "Got Organic Milk? Consumer Valuations of Milk Labels after the Implementation of the USDA Organic Seal", *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*, Vol. 5, No. 1, Article 4.
- Ladd, G.W. and Suvannunt, V. (1976), "A Model of Consumer Goods Characteristics", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 58, No. 3, pp. 504-510.
- Lancaster, K. (1966), "A New Approach to Consumer Demand Theory", *Journal of Political Economy*, Vol. 74, No. 2, pp. 132-157.
- Lohr, L. (2001), "Factors Affecting International Demand and Trade in Organic Food Products", in Regmi, A. (Ed.), *Changing Structure of Global Food Consumption and Trade*, Agriculture and Trade Report WRS-01-1, U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service, Washington, DC.
- Loureiro, M.L. and Hine, S.E. (2002), "Discovering Niche Markets: A Comparison of Consumer Willingness to Pay for Local (Colorado Grown), Organic and GMO-free Products", *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol. 34, No. 3, pp. 477-487.
- Loureiro, M.L. and McCluskey, J.J. (2000), "Assessing Consumer Response to Protected Geographical Identification Labeling", *Agribusiness*, Vol. 16, No. 3, pp. 309-320.
- LZ (Lebensmittel Zeitung) (2011), "Premium aus der Provinz [Premium from the Province]", 29 September.
- Maguire, K.B., Owens, N. and Simon, N.B. (2004), "The Price Premium for Organic Babyfood: A Hedonic Analysis", *Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 29, No. 1, pp. 132-149.
- Menapace, L., Colson, G., Grebitus, C. and Facendola, M. (2011), "Consumers' preferences for geographical origin labels: evidence from the Canadian olive oil market", *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 38, No. 2, pp. 193-212.
- Nerlove, M. (1995), "Hedonic Price Functions and the Measurement of Preferences: The case of Swedish Wine Consumers", *European Economic Review*, Vol. 39, No. 9, pp. 1697-1716.
- Nie, C. and Zepeda, L. (2011), "Lifestyle segmentation of US food shoppers to examine organic and local food consumption", *Appetite*, Vol. 57, No. 1, pp. 28-37.
- Oberholtzer, L., Dimitri, C. and Greene, C. (2005), "Price Premiums Hold on as U.S. Organic Produce Market Expands", Electronic Outlook Report, VGS-308-01, U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service, Washington, DC, May.
- Roosen, J., Lusk, J.L. and Fox, J.A. (2003), "Consumer Demand for and Attitudes Toward Alternative Beef Labeling Strategies in France, Germany, and the UK", *Agribusiness*, Vol. 19, No. 1, pp. 77-90.

- Rosen, S. (1974), “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition”, *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 1, 34-55.
- Scarpa, R. and Del Giudice, T. (2004), “Market Segmentation via Mixed Logit: Extra Virgin Olive Oil in Urban Italy”, *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*, Vol. 2, No. 1, pp. 1-18.
- Schamel, G. and Anderson, K. (2003), “Wine quality and varietal, regional and winery reputations: hedonic prices for Australia and New Zealand”, *The Economic Record*, Vol. 79, No. 246, pp. 357-369.
- Schulz, L.L., Schroeder, T.C. and White, K. (2010), “Value of Beef Steak Branding: Hedonic Analysis of Retail Scanner Data”, paper presented at the AAEE, CAES, & WAEA Joint Annual Meeting, 25-27 July, Denver, Colorado, available at: [http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/61596/2/AAEA%20Selected%20Paper%2010823%20\\_07-15-2010\\_.pdf](http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/61596/2/AAEA%20Selected%20Paper%2010823%20_07-15-2010_.pdf) (accessed 19 December 2012).
- Smith, T.A., C.L. Huang and B.-H. Lin (2009), “Estimating organic premiums in the US fluid milk market”, *Renewable Agriculture and Food Systems*, Vol. 24, No. 3, pp. 197-204.
- Teuber, R. (2010), “Estimating the Demand for Sensory Quality – Theoretical Considerations and an Empirical Application to Speciality Coffee”, *German Journal of Agricultural Economics*, Vol. 59, No. 3, pp. 173-186.
- Teuber, R. and Herrmann, R. (2012), “Towards a differentiated modeling of origin effects in hedonic analysis: An application to auction prices of speciality coffee”, *Food Policy*, Vol. 37, No. 6, pp. 732-740.
- Thiele, H.D. and Burchardi, H. (2004), “Verbesserung der Vermarktungsmöglichkeiten ökologischer Produkte entlang der Wertschöpfungskette - Handlungsempfehlungen auf Basis eines Vergleichs der Kosten der Verarbeitung und Vermarktung konventionell und ökologisch erzeugter Milch und Molkereiprodukte [Improvement of marketing facilities for organic products along the value-added chain - Recommendations based on a comparison of the costs in processing and marketing of conventional and organic milk and milk products]”, available at: <http://orgprints.org/3769/1/3769-02OE043-bfel-burchardi-2003-milchvermarktung.pdf> (accessed 19 December 2012).
- Thompson, G.D. and Kidwell, J. (1998), “Explaining the Choice of Organic Produce: Cosmetic Defects, Prices, and Consumer Preferences”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 80, No. 2, pp. 277-287.
- Unnevehr, L., Eales, J., Jensen, H., Lusk, J., McCluskey, J. and Kinsey, J. (2010), “Food and Consumer Economics”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 92, No. 2, pp. 506-521.
- Van der Lans, I.A., Van Ittersum, K., De Cicco, A. and Loseby, M. (2001), “The role of the region of origin and EU certificates of origin in consumer evaluation of food products”, *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 28, No. 4, pp. 451-477.
- Vecchio, R. and Annunziata, A. (2011), “The role of PDO/PGI labelling in Italian consumers’ food choices”, *Agricultural Economics Review*, Vol. 12, No. 2, pp. 80-98.
- Verbeke, W. (2005), “Agriculture and the food industry in the information age”, *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 32, No. 3, pp. 347-368.
- Weindlmaier, H. and Huber, A. (2001), “Vor- und Nachteile des bayrischen Erzeugerorientierungspreises (EOP) [Advantages and disadvantages of the Bavarian producer guide price (EOP)]”, *Deutsche Milchwirtschaft*, Vol. 52, No. 23, pp. 1087-1092.
- White, H. (1980), “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity”, *Econometrica*, Vol. 48, No. 4, pp. 817-838.
- Winfrey, J. and McCluskey, J.J. (2005), “Collective reputation and quality”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 87, No. 1, pp. 206-213.
- Zhang, F., Epperson, J.E., Huang, C.L. and Houston, J.E. (2009), “Organic Price Premiums Paid for Fresh Tomatoes and Apples by U.S. Households: Evidence from Nielsen Homescan Data”, *Journal of Food Distribution Research*, Vol. 40, No. 3, pp. 105-114.

## Notes

1. The PGI label covers agricultural products and foodstuffs closely linked to the geographical area. At least one of the stages of production, processing or preparation takes place in the area. The PDO label covers agricultural products and foodstuffs which are produced, processed and prepared in a given geographical area using recognized know-how (European Commission, 2012).
2. For a detailed and comprehensive review on hedonic modeling of food products, see Costanigro and McCluskey (2011). The authors cite and present exemplary studies for various food products such as wine, apples, tomatoes, tuna, beef, pork or coffee.
3. It has to be mentioned that the measurement of the price premiums in some of the studies included is highly contestable. Sometimes the reference product is not clearly defined and occasionally price premiums are deduced just from comparing products with and without GI labels – without considering a ceteris paribus basis.
4. The households in the *GfK* homescan panel comprise a stratified random sample, selected on demographic as well as geographic targets. Stratification ensures that the sample is representative of the entirety of German private households.
5. Because the data spans five years, changing price and income levels over time had to be considered. Therefore, prices and income were deflated by the German consumer price index.
6. Data on producer milk prices in several EU countries can be found at EUROSTAT (European Statistics provided by the European Commission). Furthermore, price information from the French national institute of agricultural and sea products (France Agri Mer), the Swiss Federal Office for Agriculture (FOAG), and the German Federal Ministry of Nutrition, Agriculture and Consumer Protection (BMELV) was considered.
7. It was not possible to test for serial correlation since for testing a time variable needs to be specified. However, for this data there was no consistent time variable because there are often zero or more than one observation per time period (one day) and per cross section (one household). This renders it impossible to conduct a test for serial correlation. As a precautionary measure, results are reported using Huber-White consistent standard errors.  
Furthermore, a large number of explanatory variables is employed entailing potential collinearity. A correlation matrix, however, shows that pairwise correlation coefficients between the explanatory variables do not exceed the absolute value of 0.6. Additionally, they are much smaller than the correlation coefficients between the dependent and the independent variables. Therefore, the degree of collinearity is considered to be negligibly small.
8. On average, 10 litres of raw milk are required to produce 1 kg of cheese. Therefore, input costs have a non-negligible share of the final product price (Thiele and Burchardi, 2004). Weindlmaier and Huber (2001) state that they even account for 50 to 90 % of the costs of a dairy plant.
9. When interpreting the coefficients of dummy variables in semilogarithmic regression equations, the formula given by Halvorsen and Palmquist (1980) has to be applied. The relative effect  $g$  of dummy variable  $z$  on price  $p$  is  $100 \cdot g = 100 \cdot (e^c - 1)$ , where  $c$  is the regression coefficient belonging to  $z$ .
10. In the USA, the average size of an organic farm in 2005 was 193 ha (Dimitri and Oberholtzer, 2009, pp. 10). Despite a rising tendency, in Germany it is much smaller, amounting to 45 ha in 2012 (BÖLW, 2013).
11. The distance between the two capital cities, Brussels and Berlin, is 770 km. Producer price for conventional milk in Belgium in 2008 was 2.85 Cent lower than in Germany. The combined effect is hence computed as:  
 $100 \cdot [(e^{\text{coef. (Belgium)}} - 1) + \text{dist. (Belgium)} \cdot \text{coef. (dist.)} - \log(\text{prod price (Belgium)} - \text{prod price (Germany)}) \cdot \text{coef. (prod price)}]$   
 $= 100 [(e^{0.355} - 1) + 0.770 \cdot 0.069 - \log(2.85) \cdot 0.252] = 36.9 \%$
12. However, the existence of positive net price premiums is only a necessary, not a sufficient condition for a rising profitability through labelling. Producers thinking about converting or adjusting their production have to consider both the (development of the) prices and the (development of the) market volumes. The question is whether the market niche is large enough to amortise the sunk costs associated with production adjustments.

## **5 Diskussion der Ergebnisse**

Im Folgenden werden die Ergebnisse zu Nachfragedeterminanten, Nachfrageelastizitäten und Preisauflschlägen auf dem Biomarkt zusammenfassend diskutiert und mit Ergebnissen aus der Literatur (vgl. *Abschnitt 2.1*) verglichen.

### **Methodenfeld A – Nachfrageanalysen**

In diesem Abschnitt werden zunächst die Ergebnisse der Forschungsbeiträge zu den Determinanten der Nachfrage nach Biolebensmitteln und zur Höhe von Preis- und Ausgabenelastizitäten zusammengefasst. Anschließend werden mögliche Ursachen für Unterschiede zwischen den eigenen und früheren Ergebnissen aus der Literatur diskutiert. Ein differenzierter Blick auf einzelne Konsumentengruppen und die Entwicklung von Preis-, Kreuzpreis- und Ausgabenelastizitäten im Zeitablauf gibt wichtige Informationen für die Prognose zukünftiger Marktentwicklungen. Abschließend werden die zentralen Ergebnisse und methodischen Erkenntnisse aus dem Feld der Nachfrageanalysen noch einmal prägnant zusammengefasst.

Ein zentrales Anliegen dieser Dissertation ist, die **Determinanten der Nachfrage nach Biolebensmitteln** zu identifizieren. Bezüglich der kontroversen Diskussion, ob Einkommen und Preise auch beim Kauf von Biolebensmitteln zentrale Bestimmungsfaktoren darstellen (vgl. *Abschnitt 2.1*), lassen die eigenen Analysen eine klare Schlussfolgerung zu: In allen untersuchten Warengruppen ist der Einfluss von Preisen und Einkommen auf die Nachfrage sowohl nach konventionellen als auch nach Biolebensmitteln höchst signifikant (vgl. *Artikel 1 bis 5*). Diese ökonomischen Faktoren dürfen folglich bei der Erklärung des Konsumentenverhaltens in Bezug auf Biolebensmittel keinesfalls vernachlässigt werden.

Soziodemografische Merkmale der Haushalte beeinflussen ebenfalls den Biokonsum. Jedoch sind sie eher für die prinzipielle Entscheidung der Haushalte, Bioprodukte zu kaufen oder nicht, von Bedeutung als für die nachgefragte Menge. Der Einfluss soziodemografischer Variablen in den Probit-Analysen, die die Marktpartizipationsentscheidung analysieren, ist stets hochsignifikant. In Übereinstimmung mit der Literatur zeigen die Ergebnisse (vgl. *Artikel 1 bis 5*; SCHRÖCK 2013c: 53), dass Biokäufer in der Regel ein überdurchschnittliches Einkommen und Bildungsniveau aufweisen und häufig in Großstädten wohnen. Überproportional oft leben Kinder im Alter unter sieben Jahren im Haushalt und häufig ist eine Frau für den Lebensmitteleinkauf zuständig. Mit Blick auf weitere Merkmale weist das soziodemografische Profil von Biokäufern, das bisherige Studien zeichnen, deutliche Unterschiede in Abhängigkeit von Warengruppe, Untersuchungsland und -zeitraum auf. Auch in den eigenen Analysen unterscheidet sich das Käuferprofil zwischen den Warengruppen. Vor allem hinsichtlich des Alters sind die Ergebnisse kontrovers. Personen im Alter von über 50 Jahren gehören verstärkt zu den Käufern von Biomilch und Bioeiern. Biogemüse wird dagegen oft von jüngeren Haushalten mit Kleinkindern nachgefragt.

Der Beitrag soziodemografischer Variablen zur Erklärung der nachgefragten Menge bzw. der Budgetallokation zwischen konventionellen und ökologischen Produkten, der in den Systemschätzungen untersucht wird, ist deutlich kleiner (vgl. *Artikel 1 bis 5*). Einen vergleichsweise geringen Einfluss soziodemografischer Faktoren auf die Budgetallokationsentscheidung zeigt auch die Mehrzahl früherer Studien (z. B. FOURMOUZI, GENIUS & MIDMORE 2012). Es ist zu erwarten, dass Einstellungsmerkmale der Haushalte und den Lebensstil beschreibende Indikatoren einen bedeutsameren Einfluss auf die Nachfrage nach Biolebensmitteln haben (HARTMAN & NEW HOPE 1997). Zu diesen Einflussfaktoren liegen im verfügbaren Datensatz jedoch keine Informationen vor. In Nachfragemodellen, die keine Einstellungsfaktoren als erklärende Variablen berücksichtigen, wird häufig eine Trendvariable zur Abbildung kontinuierlicher Veränderungen im Verbraucherverhalten und struktureller Veränderungen über die Zeit integriert. Diese ist für die ökologischen Produktvarianten in allen untersuchten Warengruppen positiv und hochsignifikant von Null verschieden (vgl. *Artikel 1 bis 5*), was auf eine steigende Beliebtheit von Bioprodukten hindeutet.

Darüber hinaus erweist sich gewohnheitsmäßiges Verhalten in allen Analysen als wichtige Nachfrage-determinante. Auch dieses Ergebnis steht im Einklang mit früheren Studien, die die Bedeutung von Verbrauchswerten aus der Vergangenheit zur Erklärung aktueller Konsumententscheidungen betonen (ANDERS & MÖSER 2008; JONAS & ROOSEN 2008; CHANG et al. 2011; HJELMAR 2011). Der Einfluss der zeitverzögerten Mengen- und Ausgabenvariablen, die Gewohnheitsverhalten abbilden, ist in den eigenen Analysen stets positiv und hochsignifikant. Haushalte, die den Biomarkt einmal betreten haben, bleiben Bioprodukten hiernach treu und weiten ihren Konsum sukzessive aus.

Neben der Identifikation der Nachfragedeterminanten wird die Stärke ihres Einflusses mittels Elastizitäten quantifiziert. Die Ergebnisse zu Preis- und Ausgabenelastizitäten der im Rahmen der Dissertation untersuchten Warengruppen werden in *Tabelle 7* zusammenfassend dargestellt. In Bezug auf die Höhe der **Ausgabenelastizitäten** von Biolebensmitteln offenbart der Literaturüberblick (vgl. *Abschnitt 2.1*) kontroverse Ergebnisse. FOURMOUZI, GENIUS und MIDMORE (2012) und KASTERIDIS und YEN (2012) haben für die Nachfrage nach Bioobst und -gemüse in Großbritannien bzw. nach Biogemüse in den USA zuletzt höhere Werte für die Biovarianten festgestellt. Die hier vorgestellten Analysen bestätigen dieses Ergebnis. *Tabelle 7* zeigt, dass die Ausgabenelastizitäten der Biovarianten in den Warengruppen Milch (vgl. *Artikel 1 und 3*) und Gemüse (vgl. *Artikel 4*) größer sind als die der konventionellen Pendanten. Auch wenn Biolebensmittel als Aggregat betrachtet werden (vgl. *Artikel 5*), liegt die Ausgabenelastizität mit einem Wert von 1,13 deutlich im elastischen Bereich. Biolebensmittel weisen hier – nach Kaffee – die höchste Ausgabenelastizität auf. Bei steigenden Einkommen bzw. einem steigendem Budget für Lebensmittel investieren deutsche Haushalte offensichtlich einen überproportional großen Anteil des zusätzlichen Budgets in Biolebensmittel.

**Tabelle 7: Vergleich der Eigenpreis- und Ausgabenelastizitäten von konventionellen und ökologischen Lebensmitteln**

Warengruppe	Quelle	Preiselastizitäten		Ausgabenelastizitäten	
		Konventionell	Bio	Konventionell	Bio
<b>Eier</b>	<i>Artikel 2</i> und SCHRÖCK (2012b)	-0,89 *** a) bis	-0,95 ***	0,98 *** c) bis	0,99 ***
		-1,02 *** b)		1,03 *** a)	
<b>Milch</b>					
Handelsmarke	<i>Artikel 3</i>	-0,42 ***	-0,41 **	0,90 ***	1,00 ***
Herstellermarke		-0,93 ***	-0,25 **	0,93 ***	1,10 ***
<b>Gemüse</b>					
Frischgemüse	<i>Artikel 4</i> (Modell 3)	-0,99 ***	-1,10 ***	0,99 ***	1,07 ***
Tiefkühl-Gemüse		-0,91 ***	-2,01 ***	1,02 ***	1,10 ***
<b>Fleisch</b>					
	SCHRÖCK (2013c)	-0,46 *** c) bis	-2,00 ***	0,81 *** c) bis	0,68 ***
		-1,22 *** d)		2,58 *** f)	
<b>Lebensmittel</b>					
	<i>Artikel 5</i>	-0,31 *** g) bis	-0,66 ***	0,63 *** g) bis	1,13 ***
		-1,70 *** h)		2,85 *** h)	

Werte gelten für a) Eier aus Käfighaltung; b) Eier aus Freilandhaltung; c) Hackfleisch; d) Wurst- und Fleischwaren; e) sonstige Eier; f) sonstiges Fleisch; g) Speisefette & -öle; h) Kaffee & Tee.

\*\*\*, \*\*, \*, (\*) sind auf dem 99,9 %-, 99 %-, 95 %-, 90 %-Niveau signifikant von Null verschieden.

Quellen: Eigene Zusammenstellung aus SCHRÖCK (2012a, 2012b, 2013a, 2013b, 2013c) und HERRMANN & SCHRÖCK (2011a).

In Bezug auf die **Preiselastizitäten** der Nachfrage nach konventionellen Lebensmitteln stimmen die in *Tabelle 7* dargestellten Ergebnisse gut mit Werten aus der Literatur überein. Für die überwiegende Mehrheit der konventionellen Produkte wird eine preisunelastische Nachfrage ermittelt. Die Werte für die Biovarianten unterscheiden sich dagegen von bisherigen Ergebnissen aus der Literatur. Die Mehrzahl früherer Studien hat eine im Betrag deutlich höhere Preiselastizität der Nachfrage nach den jeweils untersuchten Bioprodukten im Vergleich zu den konventionellen Pendanten festgestellt (vgl. *Abschnitt 2.1*). In den eigenen Analysen zeigt sich für die meisten Biowarengruppen dagegen eine unelastische Nachfragerreaktion, die teilweise sogar preisunelastischer ist als die Nachfrage nach den entsprechenden konventionellen Lebensmitteln. Die Größe des untersuchten Biomarktes bzw. der Bioanteil in der entsprechenden Warengruppe und die damit verbundene Erhältlichkeit der Güter scheinen von entscheidender Bedeutung für die Preissensibilität der Verbraucher zu sein. In Warengruppen mit einem relativ hohen Bioanteil wie Milch (vgl. *Artikel 1 und 3*), Frischgemüse (vgl. *Artikel 4*) und Eier (vgl. *Artikel 2*) reagieren die Verbraucher weniger oder ähnlich preissensibel wie bei konventionellen Produkten. In Warengruppen wie Tiefkühl-Gemüse (vgl. *Artikel 4*) oder Fleisch (SCHRÖCK 2013c), in denen die Biovarianten bislang nur einen sehr geringen Marktanteil auf sich vereinen, sind die Eigenpreiselastizitäten mit Werten um -2,0 dagegen im Betrag deutlich höher. Die Analyse von Biolebensmitteln im Aggregat bestätigt die Schätzergebnisse in den einzelnen Warengruppen. Werden Biolebensmittel als eine aggregierte Gruppe in einem Nachfragesystem zusammen mit zwölf Gruppen konventioneller Lebensmittel betrachtet (vgl. *Artikel 5*), liegt die Preiselastizität mit einem Wert von -0,66 ebenfalls im unelastischen Bereich.

Für **Unterschiede in der Höhe der Preiselastizitäten** zwischen den eigenen Forschungsbeiträgen und Ergebnissen aus der Literatur gibt es sowohl inhaltliche als auch methodische Erklärungen. Inhaltliche Aspekte beziehen sich auf den Datensatz und die untersuchte Produktgruppe:

1. *Berücksichtigte Einkaufsstätten*: Viele der existierenden Studien basieren auf Scannerdaten aus dem Handel (vgl. *Tabelle 3, Spalte 2*), die in der Regel nur Einkäufe im klassischen LEH berücksichtigen. Das bedeutet, es sind keine Einkäufe im NKH oder auf Wochenmärkten erfasst, wo typischerweise preisunelastischer nachgefragt wird als in Supermärkten oder Discountgeschäften.
2. *Untersuchungsregion*: Die Mehrzahl der existierenden Studien stammt aus den USA oder dem europäischen Ausland (vgl. *Tabelle 2, Spalte 2*). Die Märkte für Biolebensmittel unterscheiden sich mitunter deutlich zwischen den Ländern. Nicht nur die absolute Marktgröße variiert, sondern auch die Marktstruktur, also die Distributionskanäle, der Konzentrationsgrad, die Sortimentbreite und -tiefe und die Präferenzen der Verbraucher<sup>12</sup>. Solche kulturellen und strukturellen Unterschiede leisten einen wichtigen Beitrag zur Erklärung unterschiedlicher Preis- und Ausgabenelastizitäten zwischen den Ländern.
3. *Untersuchungszeitraum*: Die zitierten Studien basieren zum großen Teil auf Daten, die am Ende des letzten oder zu Beginn des aktuellen Jahrhunderts erhoben wurden (vgl. *Tabelle 2, Spalte 3*). In der Zwischenzeit hat sich der Markt für Biolebensmittel weiterentwickelt. Die steigende Erhältlichkeit von Biolebensmitteln und ein erweitertes Sortiment führten zu einem veränderten Verbraucherverhalten. Schätzungen für einzelne Perioden innerhalb des Untersuchungszeitraums bestätigen, dass die Preiselastizitäten der Nachfrage nach Bioprodukten im Zeitablauf abgenommen haben (GLASER & THOMPSON 1999, 2000; THOMPSON & GLASER 2001; SCHRÖCK 2012b; SCHRÖCK 2013c). Eine preisunelastische Nachfrage nach Biolebensmitteln, wie sie hier für viele Warengruppen ermittelt wurde, hatten bislang nur die Studien von MONIER et al. (2009) und CHANG et al. (2011) festgestellt. Bezeichnenderweise handelt es sich hierbei um neuere Studien mit vergleichsweise aktueller Datengrundlage.
4. *Marktreife*: Eng verknüpft mit Untersuchungszeitraum und -region ist die Marktreife der untersuchten Produktgruppe. Nicht in allen Punkten bzw. Warengruppen unterscheiden sich die Ergebnisse von denen früherer Studien. In Warengruppen wie Fleisch oder Tiefkühl-Gemüse, in denen Biolebensmittel bislang nur über einen geringen Marktanteil verfügen und Nischenprodukte darstellen, reagieren deutsche Verbraucher sehr preissensibel. Dieses Ergebnis steht im Einklang mit der Literatur. In Warengruppen wie Milch, Eier und Frischgemüse, in denen sich Bioprodukte bereits etabliert haben, hat sich die Preiselastizität der Nachfrage nach der Biovariante inzwischen der Preiselastizität der Nachfrage nach der konventionellen Variante angenähert.

---

<sup>12</sup> Der Anteil von 4,2 % am gesamten Lebensmittelmarkt ist in den USA nur geringfügig höher als in Deutschland (BÖLW 2013), und auch der Anteil des LEHs am Bioumsatz ist mit rund 50 % ähnlich hoch wie hierzulande (DIMITRI & OBERHOLTZER 2009: 6). Die Märkte unterscheiden sich vor allem in der absoluten Größe und dem Konzentrationsgrad. Der U.S.-amerikanische Biomarkt ist mit einem Umsatz von rund 20,5 Mrd. Euro (27 Mrd. U.S.-Dollar) im Jahr 2012 annähernd dreimal so groß wie der deutsche Markt (OSTEEN et al. 2012: 38). Die durchschnittlich bewirtschaftete Fläche eines Biobetriebs in den USA lag im Jahr 2005 bei 194 ha (DIMITRI & OBERHOLTZER 2009: 10). Trotz steigender Tendenz betrug sie in Deutschland im Jahr 2012 nur 45 ha (BÖLW 2013).

Insofern widersprechen die vorgestellten Preiselastizitäten nicht früheren Studienergebnissen, sondern erweitern sie vielmehr um aktuelle Elastizitätswerte, um Ergebnisse für Produkte mit höherer Marktreife und um Ergebnisse für den deutschen Markt, der besonders durch die Pluralität der Einkaufsstätten von Biolebensmitteln gekennzeichnet ist. Methodische Erklärungsansätze für Unterschiede in den Nachfrageelastizitäten beziehen sich in erster Linie auf die Berücksichtigung von Besonderheiten bzw. Schätzproblemen in Nachfrageanalysen. In den Analysen der *Artikel 1 bis 5* haben sich speziell für die Nachfrageanalyse bei Bioprodukten vier zentrale Aspekte herauskristallisiert:

5. *Gewohnheitsmäßiges Verhalten*: Auch aufgrund fehlender Daten bzw. der Nutzung von Querschnittsdaten wird gewohnheitsmäßiges Verhalten der Verbraucher in Nachfrageanalysen für Biolebensmittel nur selten berücksichtigt (vgl. *Tabelle 3, Spalte 3*). In Studien aus der Literatur, die gewohnheitsmäßiges Verhalten berücksichtigen (ANDERS & MÖSER 2008; JONAS & ROOSEN 2008; CHANG et al. 2011), und auch in den eigenen Analysen (vgl. *Artikel 1 bis 6*) hat sich jedoch gezeigt, dass Gewohnheitsverhalten sowohl in den Probit-Analysen zur Erklärung der Marktpartizipation als auch in den Nachfrageanalysen stets einen hochsignifikanten und bedeutenden Einfluss aufweist. Sensitivitätsanalysen deuten darauf hin, dass eine Vernachlässigung von Gewohnheitsverhalten zu einer Unterschätzung der Preissensibilität der Verbraucher bei Biolebensmitteln führen kann (vgl. *Anhang 1, S. 277*). Eine in der Literatur tendenziell unterschätzte Preissensibilität für Biolebensmittel würde bedeuten, dass sich die hier vorgestellten Ergebnisse einer preisunelastischen Nachfrage nach Biolebensmitteln noch deutlicher von den Werten aus der Literatur unterscheiden. Diese würden bei einer Berücksichtigung von Gewohnheitsverhalten im Betrag vermutlich noch höher ausfallen, als sie ohnehin schon sind.
  
6. *Schätzmethodik*: Die Höhe der Preiselastizitäten ist abhängig von der verwendeten Schätzmethode und den dabei im- oder explizit getroffenen Annahmen. Durch die Schätzmethodik bedingte Unterschiede zeigen sich beispielsweise bei einem Vergleich der Ergebnisse für Milch aus den *Artikeln 1 und 3*, in denen Nachfrageelastizitäten auf Grundlage eines annähernd gleichen Datensatzes<sup>13</sup> sowohl mit Hilfe von Einzelgleichungen (vgl. *Artikel 1*) als auch mit einem LA/AIDS-Modell (vgl. *Artikel 3*) ermittelt wurden. Dabei liegen die in den Einzelgleichungen ermittelten Elastizitätswerte im Betrag etwas niedriger als die Werte des Nachfragesystems. Die Unterschiede sind jedoch vergleichsweise gering und ändern nichts an der grundlegenden Aussage, dass alle untersuchten Milchprodukte preisunelastisch nachgefragt werden und die Preiselastizität von Biomilch im Betrag niedriger ist als die von konventioneller Milch. Die Aussage von GLASER und THOMPSON (2000), dass die Anwendung von AIDS-Modellen automatisch zu deutlich elastischeren Nachfrageschätzungen führt, kann durch die eigenen Ergebnisse demnach nicht bestätigt werden.

Neben dem Vergleich von Einzelgleichungen und Nachfragesystemen wurden auch die Ergebnisse verschiedener Typen von Nachfragesystemen gegenübergestellt. In *Artikel 6* wird deutlich, dass das auf der ersten Schätzstufe verwendete und in seinen Annahmen sehr restriktive LES zu deutlich höheren Schätzwerten für Preis- und Ausgabenelastizitäten führt als das LA/AIDS-Modell der zweiten Schätzstufe. Die Unterschiede in den Ergebnissen zwischen LA/AIDS- und AIDS-Modellen, die für

---

<sup>13</sup> Die Untersuchungsperiode in *Artikel 1* umfasst die Jahre 2004 bis 2007, in *Artikel 3* die Jahre 2004 bis 2008.

den gesamten Lebensmittel-Warenkorb der Haushalte (vgl. *Artikel 5*) analysiert wurde, sind dagegen gering<sup>14</sup>. Hier bestätigen sich die Ergebnisse von ALVIOLA, CAPPS und WU (2010), die die Nachfrage nach (konventionellen) alkoholfreien Getränken in den USA mit Hilfe verschiedener Nachfragesysteme (darunter AIDS- und QU/AIDS-Modelle) untersuchen und ebenfalls nur geringe Unterschieden in den Elastizitätsschätzungen feststellen. Die Robustheit der Ergebnisse kann dabei sowohl in den eigenen Schätzungen als auch bei ALVIOLA, CAPPS und WU (2010) zumindest teilweise auf den umfangreichen Datensatz, das heißt auf die hohe Zahl an Beobachtungen, zurückgeführt werden. Da jedoch die wenigsten empirischen Analysen auf so umfangreichen Datensätzen beruhen, sollte beachtet werden, dass unterschiedliche Annahmen der verschiedenen Nachfragesysteme – vor allem in Bezug auf die Separabilität der Produkte und die Linearität des Einkommenseinflusses – zu abweichenden Elastizitätsschätzungen führen können.

7. *Qualitätsunterschiede der Produkte:* Bei Preisdaten aus Haushaltspanels handelt es sich meist um Durchschnittspreise (Unit Values), die sich als Quotient aus Ausgaben und Mengen errechnen. Durchschnittspreise spiegeln neben tatsächlichen Preisunterschieden auch qualitative und regionale Unterschiede sowie Messfehler wider und können so zu verzerrten Elastizitätsschätzungen führen (COX & WOHLGENANT 1986; DEATON 1988). Eine Korrektur der Preisdaten um Qualitätsaspekte wurde in Studien, die Nachfragesysteme für Bioprodukte auf der Basis von Haushaltspaneldata schätzen, bislang jedoch nur selten vorgenommen (vgl. *Tabelle 3, Spalte 5*). Einzig FOURMOUZI, GENIUS und MIDMORE (2012) verwenden die Prozedur von COX und WOHLGENANT (1986) zur Berechnung qualitätsbereinigter Preise im Vorfeld der Schätzung des Nachfragesystems. Vergleiche von Nachfrageschätzungen mit und ohne Preiskorrektur (vgl. *Artikel 4* für Gemüse, *Artikel 5* für verschiedene Warengruppen, *Anhang 1* für Eier; SCHRÖCK 2013c für Fleisch<sup>15</sup>) unterstreichen die Bedeutung der Preiskorrektur. Für die Bioproduktvarianten hat die Vernachlässigung von Qualitätsaspekten stets zu einer Unterschätzung der Preissensibilität der Konsumenten geführt.

Weisen die qualitativ unterschiedlichen Produkte einen ausreichend großen Budgetanteil auf, können sie alternativ zur Preiskorrektur als eigenständige Produkte innerhalb des Nachfragesystems betrachtet werden. Dieses Vorgehen bietet sich an, wenn eine unterschiedliche Verbraucherreaktion auf Preis- und Einkommensänderungen in Abhängigkeit von der Produktvariante erwartet wird. In vielen Fällen differiert die Preissensibilität der Verbraucher nicht nur zwischen Warengruppen, sondern auch zwischen verschiedenen Produkten innerhalb der Warengruppe. Ein Beispiel sind Unterschiede zwischen Marken- und Handelsmarkenprodukten. Sowohl GLASER und THOMPSON (2000) als auch JONAS und ROOSEN (2008) stellten keine maßgeblichen Unterschiede zwischen diesen Markentypen fest. Die vorliegende Arbeit kommt zu einem anderen Ergebnis. Das Beispiel von Biomilch zeigt, dass Bio-Handelsmarken tendenziell preiselastischer nachgefragt werden als Bio-Markenprodukte (vgl. *Artikel 1 und 3*). Offenbar erfüllen Markenprodukte auch im Biosegment ihr Ziel, Konsumenten zu binden und Loyalität zur Marke aufzubauen. Da „Bio“ bzw. die Bioeigenschaft selbst schon eine Marke darstellt (vgl. *Artikel 8*), scheint der Unterschied in der Preissensibilität der Verbraucher zwischen Marken- und Handelsmarkenprodukten im Biomarkt jedoch weniger ausgeprägt zu sein als im Markt für konventionelle Lebensmittel (vgl. *Artikel 1 und 3*).

---

<sup>14</sup> In *Artikel 5* werden aus Platzgründen nur die Ergebnisse des AIDS-Modells dargestellt.

<sup>15</sup> In *Artikel 5* und in SCHRÖCK (2013c) sind jeweils nur die Ergebnisse mit Preiskorrektur dargestellt.

8. *Preis- und Ausgabenendogenität:* Der Aspekt der Preis- und Ausgabenendogenität wurde in der Nachfrageliteratur für Bioprodukte nur von wenigen Autoren thematisiert (vgl. *Tabelle 3, Spalten 5 und 6*). In *Artikel 4* wird erörtert, warum die Annahme einer einseitig kausalen Beziehung zwischen Preisen und Nachfragemenge bzw. zwischen Gesamtausgaben und Nachfragemenge in vielen Fällen nicht gerechtfertigt erscheint, und es werden die Auswirkungen der Berücksichtigung von Preis- und Ausgabenendogenität auf die geschätzten Nachfrageelastizitäten exemplarisch für (Bio-)Gemüse untersucht. Dazu wird das Nachfragesystem um Preis- und Ausgabengleichungen erweitert, die die Ursachen der Preis- und Ausgabenvariationen analysieren.

Erwartungsgemäß legen die Ergebnisse nahe, dass für den Preis von Biogemüse vor allem angebotsseitige Faktoren wie die Preisstrategie der Einkaufsstätte und saisonale Einflüsse von Bedeutung sind. Die Höhe der Haushaltsausgaben wird dagegen maßgeblich nachfrageseitig von soziodemografischen Merkmalen und von gewohnheitsmäßigem Verhalten der Haushalte determiniert. Wie auch bei DHAR, CHAVAS und GOULD (2003) und HSIEH, MITCHELL und STIEGERT (2009) führt die Vernachlässigung der Endogenitätsaspekte zu einer Unterschätzung der Preissensibilität der Verbraucher. Die Unterschätzung ist dabei besonders groß in Produktgruppen mit einem geringen Budgetanteil. Da Bioprodukte bislang zumeist einen vergleichsweise kleinen Budgetanteil auf sich vereinen, erscheint es gerade in Nachfrageanalysen für Bioprodukte wichtig, die potentielle Endogenität zu berücksichtigen.

Alle acht angeführten Punkte geben wichtige Erklärungsansätze für die Unterschiede in der Höhe der Preiselastizitäten für Biolebensmittel in der Literatur im Vergleich zu den hier vorgestellten Werten. Die Vernachlässigung dieser Besonderheiten kann zu verzerrten Schätzergebnissen und somit zu verzerrten Elastizitätswerten führen. Da Richtung und Stärke der Verbraucherreaktionen und Vergleiche zwischen unterschiedlichen Produktgruppen wichtige Informationen für das Marketing von Lebensmitteln, für die Marktforschung sowie für die Politik geben (THIELE 2008), können verzerrte Elastizitätswerte zu un gerechtfertigten bzw. sogar falschen Implikationen führen. Dies veranschaulicht THOMPSON (2004) sehr eindrücklich am Beispiel der BSE-Krise in Japan. Ohne Beachtung von qualitativen Unterschieden und potentieller Ausgabenendogenität lässt seine Nachfrageanalyse den Schluss zu, dass es weniger die BSE-Krise als der Preisanstieg war, der 2001 zu einem deutlichen Rückgang der Nachfrage nach Rindfleisch in Japan führte. Unter Berücksichtigung der Besonderheiten im Nachfragesystem offenbaren sich dagegen die Auswirkungen von BSE. Die Schlussfolgerung für Politik und Fleischunternehmen sind bei den beiden verglichenen Modellen vollkommen verschieden. Während die Ergebnisse des ersten Modells nahelegen, alle Anstrengungen in eine kostengünstigere Produktion und Preissenkungen zu legen, zeigt das korrigierte Modell, dass es von maßgeblicher Bedeutung ist, die Fleischqualität und -sicherheit zu steigern und damit das Verbrauchervertrauen wiederzugewinnen. Das Beispiel von THOMPSON (2004) unterstreicht die Bedeutung einer sorgfältigen Berücksichtigung von Besonderheiten und Schätzproblemen in Nachfrageanalysen.

Darüber hinaus gibt es weitere Faktoren, die Einfluss auf die Höhe der Preiselastizitäten haben, zu denen jedoch noch keine Vergleichswerte aus der Literatur vorliegen. Für konventionelle Lebensmittel wurden Unterschiede in der **Preissensibilität verschiedener Konsumentengruppen** bereits häufig festgestellt (z. B. HOCH et al. 1995; PARK et al. 1996; HUANG & LIN 2000; THIELE 2008; NIU & WOHLGENANT 2012). Für Biolebensmittel lagen bislang noch keine Studien vor, obwohl deutliche Unterschiede zwischen den Konsumentengruppen erwartet werden:

*“Einerseits kann vermutet werden, dass die Preiselastizität für sehr überzeugte Öko-Konsumenten relativ klein ist; diese Gruppe wird auch bei steigenden Preisen nicht auf andere Lebensmittel ausweichen. Andererseits gibt es aber auch offensichtlich eine Gruppe von Käufern, die den Preisunterschied zwischen Öko-Produkten und konventionellen Produkten beachten. Sie sind bereit zu substituieren; als Folge ist die Preiselastizität für diese Gruppe besonders hoch”* (KOESTER 2010: 64).

Die Ergebnisse aus den *Artikeln 2 und 3* bestätigen nun diese Vermutung. Vielkäufer von Biolebensmitteln, die typischerweise im Naturkosthandel, auf Wochenmärkten und in Supermärkten einkaufen, reagieren preisunelastischer als Selten- und Gelegenheitskäufer. Wird die Preissensibilität differenziert nach sozioökonomischen Merkmalen wie Alter, Einkommen oder Geschlecht betrachtet (vgl. *Artikel 1*), zeigen sich dagegen nur relativ geringe Unterschiede zwischen den Konsumentengruppen. Präferenzen und Gewohnheitsverhalten, die sich im Ausgabenanteil für Bioprodukte äußern (vgl. *Artikel 2 und 3*), scheinen sich somit besser zur Klassifizierung der Konsumenten zu eignen als soziodemografische Merkmale. Ziel der Klassifizierung ist es, möglichst homogene Gruppen in Bezug auf das Nachfrageverhalten bei Biolebensmitteln und die Preissensibilität zu bilden. Die gefundenen Unterschiede zwischen den Käufergruppen sind äußerst wichtig für eine differenzierte und realitätsnahe Beschreibung der Nachfrage nach Biolebensmitteln. Auch für die Prognose zukünftiger Marktentwicklungen sind die Berücksichtigung der Käuferstruktur und vor allem die Analyse von Veränderungen dieser Käuferstruktur im Zeitablauf elementar.

Eine **Asymmetrie der Kreuzpreiselastizitäten** zwischen konventionellen und ökologischen Produkten ist in allen Analysen erkennbar (vgl. *Artikel 1 bis 5*). Dabei reagiert die Nachfrage nach Biolebensmitteln stärker auf Preisänderungen der konventionellen Produkte als vice versa. Bei einem sinkenden relativen Preis der Bioprodukte, wie er für die Zukunft erwartet wird, ist es demnach wahrscheinlicher, dass Käufer konventioneller Lebensmittel zu Biokäufern werden, als dass Biokäufer zum Konsum konventioneller Produkte zurückkehren. Eine solche Asymmetrie der Kreuzpreiselastizitäten hat auch die Mehrzahl früherer Studien (vgl. *Abschnitt 2.1*) festgestellt. Doch die vorliegende Dissertation liefert einige neue Erkenntnisse hinsichtlich der Struktur und der Stärke der Asymmetrie: In Warengruppen, in denen sich Bioprodukte schon vergleichsweise gut etabliert haben, ist die beschriebene Asymmetrie nur schwach ausgeprägt. In Segmenten mit geringem Marktanteil von Bioprodukten wie Tiefkühl-Gemüse haben die Preise der konventionellen Varianten dagegen einen starken Einfluss auf die Nachfragemenge der Bioprodukte (vgl. *Artikel 4*). Die Kreuzpreisbeziehungen sind umso symmetrischer, je reifer ein

Markt ist<sup>16</sup>. Es kann folglich vermutet werden, dass sich die Kreuzpreiselastizitäten bei einem weiteren Wachstum des Biomarktes zunehmend symmetrisch gestalten.

Für das Methodenfeld der Nachfrageanalysen lässt sich zusammenfassend festhalten, dass Preise, Einkommen und gewohnheitsmäßiges Verhalten als zentrale Determinanten der Nachfrage nach Biolebensmitteln identifiziert und ihr Einfluss mittels Elastizitäten quantifiziert wurde. Ausgabenelastizitäten für Biolebensmittel größer Eins in der Mehrzahl der Warengruppen zeigen, dass bei steigendem Budget für Lebensmittel vermehrt Bioprodukte gekauft werden. Die Nachfrage nach Biolebensmitteln wie Milch, Gemüse und Eier, die sich bereits gut im Markt etabliert haben, ist preisunelastisch. In Warengruppen wie Tiefkühl-Gemüse und Fleisch, in denen Bioprodukte über einen vergleichsweise kleinen Marktanteil verfügen, liegt die Preiselastizität der Nachfrage dagegen deutlich im elastischen Bereich.

In den Analysen kristallisierten sich verschiedene Einflussgrößen auf die Höhe der Preis- und Ausgabenelastizitäten von Biolebensmitteln heraus. Neben der Datengrundlage, dem Untersuchungsland und dem Untersuchungszeitraum sind vor allem Unterschiede in der Marktstruktur und -größe, in der Erhältlichkeit und der angebotenen Produktvielfalt sowie methodische Aspekte von Bedeutung für die Elastizitätsschätzungen. Die Analysen offenbaren einige grundlegende Muster. Die Preissensibilität der Konsumenten

- ist höher in Warengruppen mit geringerem Bio-Marktanteil als in Warengruppen, in denen sich Bioprodukte bereits etabliert haben (vgl. *Artikel 1 bis 5*),
- ist in Deutschland geringer als in den USA (vgl. *Artikel 1 bis 5*) und
- nimmt im Zeitablauf ab (SCHRÖCK 2012b; 2013c). Gleichmaßen nimmt die Asymmetrie der Kreuzpreiselastizitäten mit zunehmender Marktreife ab.

In methodischer Hinsicht führen

- die Nichtbeachtung von gewohnheitsmäßigem Verhalten (vgl. *Anhang 1*, S. 277),
- eine fehlende Korrektur der Preise um Qualitätsaspekte (vgl. *Artikel 4* und *Anhang 1*, S. 277) sowie
- die Vernachlässigung der potentiellen Endogenität von Preisen und Ausgaben (vgl. *Artikel 4*)

tendenziell zu einer Unterschätzung der Preiselastizitäten der Nachfrage. In Anbetracht der Vielzahl an möglichen Einflussfaktoren auf die Höhe der Elastizitäten von Bioprodukten sollte im Vorfeld der Ableitung von Handlungsempfehlungen also stets der Entstehungskontext der Elastizitätswerte berücksichtigt werden.

---

<sup>16</sup> Der Ausgabenanteil des Produktes, dessen Mengenreaktion betrachtet wird, wird bei der Berechnung der Kreuzpreiselastizitäten im Nenner berücksichtigt (siehe z. B. *Artikel 3*, *Formel 9*). Sind die Ausgabenanteile der beiden verglichenen Produktgruppen (z. B. Biomilch und konventionelle Milch) sehr unterschiedlich groß, führt dies zu einer Asymmetrie in der Höhe der Kreuzpreiselastizitäten.

## **Methodenfeld B – Preisanalysen**

Im Hinblick auf Produktkennzeichnungen stehen zwei Fragen im Mittelpunkt dieser Dissertation. Erstens wird geprüft, ob und in welchem Umfang Bioprodukte Preisauflschläge erzielen. Zweitens wird der generelle Nutzen von Produktkennzeichnungen wie dem Biosiegel für Unternehmen und Verbraucher und die Notwendigkeit einer staatlichen Neuordnung bzw. Regulierung der Lebensmittelkennzeichnung erörtert. Darüber hinaus werden auch im Methodenfeld der Preisanalysen wichtige methodische Erkenntnisse aufgezeigt.

Die Ergebnisse der Preisanalysen zeigen eindeutig, dass Bioprodukte Preisauflschläge erzielen. In den vorgestellten Analysen liegen sie zwischen 18 und 50 %, unterscheiden sich jedoch nach Warengruppe und Einkaufsstätte. Von besonderem Interesse in Bezug auf die **Höhe der erzielten Preisauflschläge** sind Vergleiche zwischen unterschiedlichen Kennzeichnungen bzw. Programmen und zwischen verschiedenen Einkaufsstätten. Für beide Aspekte ergibt sich eine „logische Rangfolge“ der Preisauflschläge: Das Ausmaß des Preisauflschlags ist bei Produktkennzeichnungen höher, bei denen die Grenzkosten der Programmteilnahme höher sind. Am Beispiel des Käsemarktes zeigt sich, dass das Biosiegel im Vergleich verschiedener Produktkennzeichnungen bzw. Labels die höchsten Preisauflschläge erzielt, gefolgt von Markenprodukten, Auszeichnungen unabhängiger Testinstitute (z. B. der Stiftung Warentest oder der DLG) und geschützten geografischen Herkunftszeichen (vgl. *Artikel 8*).

Darüber hinaus sind die Preisauflschläge in Einkaufsstätten höher, in denen der Absatz geringer ist. In Super- und Verbrauchermärkten erzielen Bioprodukte höhere Preisauflschläge als in Discountern, in denen die Produkte in hohem Maße von Economies of Scale profitieren. Die Beobachtung geringerer Preisauflschläge in Einkaufsstätten mit größerem Marktanteil führt zu einem weiteren zentralen Ergebnis der Preisanalysen. Grundlegend für eine positive Produzentenrente infolge von Qualitätssicherungs- und Labellinginitiativen (vgl. *Artikel 8 und 9*) bzw. für den Erfolg von Produktinnovationen (vgl. *Artikel 7*) ist nicht nur die Höhe des Preisauflschlags, sondern vor allem die **Größe des erreichten Marktes**. Die Teilnahme an Qualitätssicherungsprogrammen oder die Entwicklung neuer Produkte mit dem Ziel, Nischenmärkte zu bedienen, verspricht wenig Erfolg. Dies gilt selbst dann, wenn sie durch eine hohe Zahlungsbereitschaft der Verbraucher bzw. hohe Preisauflschläge gekennzeichnet sind. Von einer erfolgreichen Qualitätssicherungs-, Labelling- und Produktinnovationsstrategie kann nur gesprochen werden, wenn ein Preisauflschlag in einem ausreichend großen bzw. wachsenden Marktsegment realisiert wird. Die Kombination von vergleichsweise hohen Preisauflschlägen und einem stetigen Marktwachstum unterstreicht, dass es sich beim Biomarkt auch aus Sicht von Herstellern und Händlern um einen attraktiven Markt handelt. Die Beobachtung niedrigerer Preisauflschläge in Discountern ist in diesem Zusammenhang plausibel, denn hier werden zwar niedrigere Preisauflschläge erzielt, aber eine vergleichsweise große Menge abgesetzt.

Bei der Interpretation der in den *Artikeln 8 und 9* ermittelten Preisaufschläge und bei der Ableitung von Handlungsempfehlungen für Hersteller und Händler sollte also gleichzeitig die Größe und die Entwicklung des entsprechenden Marktsegments beachtet werden. In *Artikel 7* werden die Größeneffekte direkt in die Analyse einbezogen, indem **Innovationserfolg mehrdimensional gemessen** wird. Neben dem Einfluss der Produktcharakteristika auf den Preis wird der Einfluss auf Absatzmenge und Umsatz analysiert. Damit kann gezeigt werden, ob einzelne Charakteristika neuer Produkte den Erfolgsindikator Umsatz über einen preissteigernden Effekt oder mehr über erhöhte Absatzmengen beeinflussen. Darüber hinaus wird mit dem Umsatzanteil des Neuproduktes am Unternehmensumsatz zusätzlich ein relatives Erfolgsmaß betrachtet, um kleinere Unternehmen bei der Erfolgsmessung über den Umsatz nicht automatisch zu benachteiligen.

Aus den Analysen ergeben sich weitere **methodische Erkenntnisse**, die für die Interpretation der Preisaufschläge relevant sind. Der in hedonischen Preisanalysen gefundene Preisaufschlag für Qualitätseigenschaften wird häufig einseitig als Mehrzahlungsbereitschaft der Verbraucher interpretiert (COSTANIGRO & MCCLUSKEY 2011). Es gilt jedoch zu beachten, dass sich die hedonische Preisfunktion aus einem Marktmodell bestehend aus Angebotsfunktion, Nachfragefunktion und Gleichgewichtsbedingung ableitet. Demzufolge können Preisauf- oder -abschläge sowohl angebotsseitig als auch nachfrageseitig bedingt sein. Für einige Produkteigenschaften (darunter die Produktion nach ökologischen Richtlinien) wirken beide Effekte in die gleiche Richtung, das heißt in diesem Fall preiserhöhend. Für andere Produktcharakteristika erzielen angebots- und nachfrageseitige Einflüsse gegensätzliche Preiswirkungen. Die Länge des Transportweges, als Beispiel, die in den *Artikeln 8 und 9* berücksichtigt wird, steigert wegen der entstehenden Transportkosten angebotsseitig den Preis. Gleichzeitig führt ein weiterer Transport bei Konsumentengruppen, die regionale Lebensmittel bevorzugen, zu einer niedrigeren Zahlungsbereitschaft (vgl. *Artikel 9*). Diese Unterschiede zwischen angebots- und nachfrageseitigen Preiseinflüssen gilt es bei der Modellspezifikation und der anschließenden Interpretation der Preisaufschläge zu beachten.

Um angebots- und nachfrageseitige Effekte auf den Preis zu separieren, erscheint die Schätzung eines simultanen Marktmodells als beste Lösung. Wird mit der hedonischen Preisanalyse eine reduzierte Form des Marktmodells geschätzt, sollten beide Gruppen von Einflussfaktoren so weit wie möglich in der Preisfunktion berücksichtigt werden. Bei Biolebensmitteln sind die angebotsseitigen Einflüsse, also die zusätzlich für das Herstellerunternehmen entstehenden Kosten, aufgrund hoher Umstellungskosten und strenger Produktionsauflagen besonders hoch (vgl. *Artikel 8*). Eine einseitige Interpretation des Preiskoeffizienten als Mehrzahlungsbereitschaft der Verbraucher führt folglich zu einer Überschätzung der Zahlungsbereitschaft für die Bioeigenschaft. In den eigenen Forschungsbeiträgen werden die ermittelten Preisaufschläge aus diesem Grund stets als Resultat aus der Mehrzahlungsbereitschaft der Verbraucher und der vom Referenzprodukt abweichenden Kostenstrukturen der Anbieter interpretiert.

Ein Vergleich der Ergebnisse der *Artikel 8 und 9*, die auf der gleichen Datengrundlage basieren, unterstreicht, dass die Höhe der ermittelten Preisaufschläge auch von der Genauigkeit der Erfassung der Produkteigenschaften abhängt. Beide Artikel untersuchen die Preisaufschläge für verschiedene Produktkennzeichnungen bei Käse anhand der Daten des GfK-Haushaltspanels. Um auch Preiseffekte von geschützten geografischen Herkunftszeichen (GGH) untersuchen zu können, wurde der Datensatz in beiden Fällen um Informationen aus der DOOR-Datenbank der geschützten Produkte der EU erweitert (EUROPÄISCHE KOMMISSION 2012a). Der Schwerpunkt der Analyse in *Artikel 8* liegt auf verschiedenen Labels. Deshalb wurden zusätzlich die Datenbanken zu Käseprämierungen der Stiftungen Warentest und Ökotest sowie der DLG berücksichtigt. *Artikel 9* vergleicht dagegen die von Bioprodukten erzielten Preisaufschläge mit Preiseffekten durch die Produktherkunft. Hier wurde der Datensatz um nationale Milcherzeugerpreise für verschiedene Milchsorten (Kuh-, Ziegen- und Schafmilch) ergänzt. Herkunftsland und Käsesorte werden deutlich differenzierter im Modell berücksichtigt. Ein Vergleich der Ergebnisse aus beiden Artikeln zeigt, dass der ermittelte Preisaufschlag für die Bioeigenschaft niedriger ausfällt (25 % im Vergleich zu 40 % im Durchschnitt über alle Einkaufsstätten), wenn Herkunftsland und Käsesorte detailliert betrachtet werden (vgl. *Artikel 9*). Hier erzielen Länder mit einer langen Tradition in der Käseherstellung und vergleichsweise hohen Lohnkosten wie Belgien (Preisaufschlag von 43 %) oder die Schweiz (23 %) sowie arbeits- und kostenaufwändige Käsespezialitäten wie Berg- (49 %), Grill- (38 %) oder Ziegenkäse (36 %) Preisaufschläge, die noch deutlich höher ausfallen als die des Biosiegels. Neben verschiedenen Produktkennzeichnungen bedingen Käsesorte und Herkunftsland offensichtlich einen großen Anteil der Preisvariation auf dem Käsemarkt.

Es stellt sich nun die Frage nach dem **Nutzen der Produktkennzeichnung für Anbieter und Verbraucher**. *Artikel 8* erörtert die Anreize für Anbieter von Lebensmitteln, an Qualitätssicherungs- und Labellingprogrammen teilzunehmen. Die theoretische Analyse unterstreicht, dass die Existenz von Preisaufschlägen für gekennzeichnete Produkte eine notwendige Bedingung für Wohlstandsgewinne der Unternehmen durch Labelling ist. Die obige Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse zeigt eindrücklich, dass diese Voraussetzung erfüllt ist und es eine zusätzliche marginale Zahlungsbereitschaft für gekennzeichnete Lebensmittel aus Qualitätssicherungssystemen gibt. Für eine abschließende Beurteilung der Wohlstandsgewinne für Unternehmen müssen jedoch die Grenzkosten der Teilnahme an den Qualitätssicherungs- und Labellingprogrammen bekannt sein. Liegen sie unter dem erzielten Preisaufschlag, so erscheint eine Teilnahme aus Anbietersicht sinnvoll.

Der Nutzen von Produktkennzeichnungen für Verbraucher wird in der Literatur kontrovers diskutiert. Häufig wird betont, dass Verbraucher den Kennzeichnungen bzw. den dahinter stehenden Organisationen nicht vertrauen (GOLAN, KUHLER & MITCHELL 2001; JAHN, SCHRAMM & SPILLER 2005; ALBERSMEIER, SCHULZE & SPILLER 2010; JANSSEN 2011), eine schlechte Kenntnis der mit der Kennzeichnung verbundenen Qualitätscharakteristika haben (HUGHNER et al. 2007; STOLZ et al. 2009; JANSSEN 2011) und durch eine Vielzahl von existierenden Labels verunsichert und überfordert seien (HWANG & LIN 1999; BAUHUS et al. 2012; BMELV 2012b: 46).

Die Ergebnisse der vorliegenden Dissertation lassen eine gänzlich konträre Einschätzung zu. Die Tatsache, dass Produktkennzeichnungen Preisauflschläge erzielen, zeigt eindeutig, dass Verbraucher eine zusätzliche marginale Zahlungsbereitschaft für die mit der Produktkennzeichnungen bzw. dem Biosiegel verbundenen Qualitätsmerkmale besitzen und darin für sich selbst einen Nutzen und eine Orientierungshilfe sehen. Eine an den zusätzlichen Produktions- und Transportkosten orientierte Reihenfolge in der Höhe der erzielten Preisauflschläge (vgl. *Artikel 7 bis 9*) unterstreicht zudem, dass Verbraucher die hinter den Kennzeichnungen stehenden Anforderungen zumindest teilweise kennen und deren Nutzen für sich abschätzen können. Eine Verunsicherung oder Überforderung der Verbraucher bzw. ein Marktversagen ist daher nicht erkennbar. „Gute Qualitäten“ werden nicht aus dem Markt gedrängt, sondern honoriert. Verbraucher reagieren auf die Vielzahl an Kennzeichen nicht durch Kaufverweigerung. Vielmehr betrachten sie die Kennzeichnungen als Qualitätssignale, denen sie vertrauen und an denen sie sich orientieren, um weitere Informationskosten zu vermeiden. Produktkennzeichnungen leisten folglich einen Beitrag zur Steigerung der Markttransparenz und wirken einem Marktversagen im Sinne AKERLOFs (1970), das durch asymmetrische Verteilung der Information entstehen kann, entgegen.

Zentrale Ergebnisse der Preisanalysen sind, dass Produktkennzeichnungen dem Verbraucher als Orientierungshilfe dienen und gekennzeichnete Lebensmittel Preisauflschläge erzielen. Im Vergleich verschiedener Labels untereinander erzielen Bioprodukte die höchsten Preisauflschläge. In der Reihenfolge der Höhe der Preisprämien folgen Markenprodukte, Produkte mit Auszeichnungen durch unabhängige Testinstitute und Produkte mit geschützten geografischen Herkunftszeichen. Die empirischen Ergebnisse zeigen außerdem, dass die Preisauflschläge für die untersuchten Produktkennzeichnungen nicht in allen Vertriebstypen des Lebensmitteleinzelhandels einheitlich ausfallen. In Super- und Verbrauchermärkten sind die Preisauflschläge für gekennzeichnete Produkte höher als in Discountgeschäften. Zur Beurteilung der Vorteilhaftigkeit bzw. der unternehmerischen Anreize, an Qualitätssicherungsprogrammen teilzunehmen und Produkte zu kennzeichnen, sind neben dem erzielten Preisauflschlag auch die Größe und die Entwicklung des betreffenden Marktsegments zu beachten.

## **6 Implikationen und Ausblick**

Auf Grundlage der im vorherigen Kapitel diskutierten Ergebnisse werden im Folgenden Implikationen abgeleitet. Diese richten sich an Akteure auf verschiedenen Stufen der Wertschöpfungskette von Biolebensmitteln sowie an die Politik. Darüber hinaus werden weiterführende Forschungsfragestellungen zu Nachfrage- und Preisanalysen bei Biolebensmitteln aufgezeigt und ein Ausblick auf die zukünftige Entwicklung des Biomarktes gegeben.

### **6.1 Implikationen für Akteure auf dem Biomarkt und die Politik**

Da die vorgestellten Forschungsbeiträge in erster Linie die Nachfrageseite des Biomarktes beleuchten und nur wenige Informationen über das Verhalten der Marktakteure auf der Anbieterseite vorliegen, ist es vergleichsweise schwierig, Implikationen für einzelne Akteure der Anbieterseite abzuleiten. Nichtsdestotrotz geben die Ergebnisse wichtige Informationen zum Verbraucherverhalten und Hinweise auf mögliche Handlungsoptionen, die für die Anbieterseite von Bedeutung sind. Im Folgenden wird erläutert, welche Schlussfolgerungen Erzeuger, Verarbeiter und Händler sowie die Politik und Zertifizierungsunternehmen aus den Ergebnissen ziehen können. Gleichzeitig werden Einschränkungen und Anwendungsgrenzen aufgezeigt.

#### **Implikationen für Hersteller, Verarbeiter und Händler**

Käufer von Biolebensmitteln reagieren im mikroökonomischen Sinne „normal“ auf Preis- und Einkommensänderungen. Die Preiselastizitäten sind alle negativ und unterscheiden sich signifikant von Null. Folglich reagieren Verbraucher auf Preissteigerungen (-senkungen) mit einer sinkenden (steigenden) Nachfrage. Mit zunehmender Größe des Biomarktes nähert sich die Stärke der Preisreaktion bei Biolebensmitteln dabei der bei konventionellen Produkten an. Dieses Ergebnis spricht dafür, dass sich das Verbraucherverhalten auf beiden Märkten immer stärker aneinander angleicht und der Biomarkt aus Sicht von Erzeugern, Verarbeitern und Händlern mit ähnlichen Preisstrategien (und eventuell auch ähnlichen Produkt-, Distributions- und Kommunikationsstrategien) bearbeitet werden kann wie der Markt für konventionelle Produkte. Die Beobachtung jüngster Marktentwicklungen wie die Expansion der Biosupermärkte (WESP 2013), die forcierte Einführung von Biohandelsmarken und die beginnende Nutzung von Sonderpreisaktionen (WILL 2013) bestätigen, dass ursprünglich für den konventionellen Markt entwickelte Verkaufskonzepte zunehmend auf den Biomarkt übertragen werden.

Mit Blick auf den Preis<sup>17</sup> stellen sich aus Sicht der Anbieter zwei Fragen, erstens wie die langfristige Preisfindung gestaltet werden sollte und zweitens wie sinnvoll kurzfristige Sonderpreisaktionen sind.

---

<sup>17</sup> Da der Preis eine zentrale Determinante der Nachfrage nach Biolebensmitteln ist, wird der potentielle Nutzen von Sonderpreisaktionen an dieser Stelle ausführlich diskutiert. Darüber hinaus hat bereits eine Vielzahl von Studien den positiven Einfluss anderer Kaufanreize für Bioprodukte nachgewiesen, die in der vorliegenden Dissertation nicht untersucht wurden. So versprechen Handzettel (MCEACHERN & WARNABY 2008), Verkaufsförderungsaktionen am Point of Sale wie Verkostungsaktionen oder Ladenplakate (SOLER & GIL 2002; ABRAMS et al. 2010) und eine nachhaltige Presse- und Öffentlichkeitsarbeit der produzierenden und vertreibenden Unternehmen (MCEACHERN & WARNABY 2008; ZANDER et al. 2010) Erfolg für die Vermarktung von Bioprodukten.

Bei der Ableitung von Implikationen für die Preisstrategie einzelner Unternehmen gilt es jedoch einige Aspekte zu beachten:

1. Die hier vorgestellten Preiselastizitäten wurden aus einer für den Gesamtmarkt aggregierten Nachfragekurve abgeleitet. Das bedeutet, es wurde nicht die Preiselastizität für einzelne Produkte am Point of Sale berechnet, sondern Preiselastizitäten ermittelt, die die Preisreaktion im Durchschnitt über alle Haushalte, alle getätigten Einkäufe, alle Einkaufsstätten und alle Produktvarianten widerspiegeln. Aus diesem Grund lassen sich aus den Elastizitäten in erster Linie Implikationen ableiten, die für ganze Warengruppen bzw. den Gesamtmarkt gelten. Sie geben Hinweise auf die Reaktion der Verbraucher auf langfristige Änderungen des Preisniveaus. Aus den Ergebnissen Schlussfolgerungen für einzelne Handels- oder Herstellerunternehmen zu ziehen und Aussagen über die Effekte kurzfristiger Preisänderungen bei Biolebensmitteln zu treffen, ist nur bedingt möglich. Preiselastizitäten am Point of Sale weisen typischerweise eine preiselastischere Nachfrage aus als Preiselastizitäten für den Gesamtmarkt, da hier ein deutlich kleinerer, eng definierter Markt betrachtet wird und die Substitutionsmöglichkeiten (durch das Ausweichen auf anderer Einkaufsstätten oder andere Produkte) größer sind.
2. Hersteller- und Handelsunternehmen sind nur höchst selten Einproduktunternehmen. In der Regel wird eine Vielzahl unterschiedlicher Produkte angeboten, die in substitutiver oder komplementärer Beziehung zueinander stehen. Ein Einzelhändler oder Hersteller, der über Preisaktionen für eines seiner Produkte nachdenkt, wird weniger an der alleinigen Umsatzänderung des beworbenen Produktes interessiert sein als vielmehr am Gesamteffekt, der alle Produkte seines Unternehmens einbezieht. Bei Kenntnis der Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten am Point of Sale und der Stückdeckungsbeiträge aller Produkte, könnten Hersteller und Händler mit Hilfe der NIEHANS-Formel (NIEHANS 1956; SIMON 1992) die den Gesamtgewinn maximierenden Preise bestimmen<sup>18</sup>.
3. Bei der Analyse von Effekten dynamischer Preisstrategien wie Sonderangebote müssten zusätzliche Auswirkungen von Preissenkungen auf die Nachfrage nach anderen Gütern, die nicht durch Kreuzpreiseffekte, sondern beispielsweise durch Querverkäufe („Cross-Selling“) oder Lockvogelangebote („Loss Leader“) bedingt sind, Beachtung finden. Es ist zu erwarten, dass solche Effekte die zentrale Motivation für den LEH sind, Preisaktionen durchzuführen. Um den Erfolg von Preisaktionen umfassend beurteilt zu können, muss somit das gesamte Sortiment betrachtet werden.

Laut einer gemeinsamen Studie von GfK und SAP dominiert im deutschen LEH bislang eine wettbewerbsorientierte Preisfindung. Dies gilt vor allem für die Discounter, aber trotz eines breiteren Sortiments und einer stärkeren Serviceorientierung auch für viele Super- und Verbrauchermärkte (BACHL et al. 2010: 27). In einem Umfeld zunehmenden Qualitätswettbewerbs und differenzierter Produkte erscheint jedoch eine Preisfindung, die nicht nur am Wettbewerb, sondern vor allem am Konsumenten und dessen Bedürfnissen und Verhalten orientiert ist, Erfolg versprechender. Die in dieser Dissertation vorgestellten Elastizitäten liefern wichtige Informationen für eine solche, am Verhalten verschiedener Konsumentengruppen orientierte, langfristige Preisfindung für Biolebensmittel.

---

<sup>18</sup> Da in einem einzigen Geschäft heutzutage mehrere Tausend Produkte angeboten werden und die meisten Ketten des LEHs über mehrere hundert Filialen verfügen, ist eine solche Preisbestimmung äußerst komplex. Deshalb gibt es erste Ansätze einer systemgestützten Preisoptimierung („Price Engines“), die neben der Geschäftsstrategie und individuell einstellbaren Restriktionen (z. B. Preisober- und -untergrenzen) vor allem Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten der Nachfrage berücksichtigen (BACHL et al. 2010: 27 ff.).

Trotz der oben angeführten Einschränkungen gibt die unterschiedliche Höhe der Preiselastizitäten in der aggregierten Nachfrage Hinweise, bei welchen Produkten und in welchen Einkaufsstätten Preisaktionen aus Anbietersicht am ehesten sinnvoll sind. Preissenkungen führen in Warengruppen mit einer Eigenpreiselastizität im Betrag über (unter) Eins – *ceteris paribus* – zu Umsatzsteigerungen(-senkungen). Eine Empfehlung für Einzelhändler ist daher, sich bei Preisaktionen auf Warengruppen mit preiselastischer Nachfragereaktion, das heißt auf Bioprodukte mit vergleichsweise geringem Marktanteil wie Fleisch und Tiefkühl-Gemüse, zu konzentrieren. Darüber hinaus erscheinen Preisaktionen vor allem in Einkaufsstätten wie Discountgeschäften, Super- und Verbrauchermärkten sinnvoll, die von Selten- und Gelegenheitskäufern von Biolebensmitteln besucht werden. Denn diese Konsumentengruppen fragen Biolebensmittel deutlich preissensibler nach als Bio-Vielkäufer (vgl. *Artikel 2 und 3*).

Ein zentrales Ziel der Anbieter von Bioprodukten sollte es sein, die Kaufintensität ihrer Kunden zu steigern. Bisherige Nichtkäufer sollten an den Kauf von Biolebensmitteln herangeführt und Selten- und Gelegenheitskäufer zu Vielkäufern werden. Diese Schlussfolgerung basiert auf verschiedenen Ergebnissen der Nachfrageanalysen. Erstens fragen Vielkäufer deutlich preisunelastischer nach als Gelegenheitskäufer. Zweitens ist das Einkaufsverhalten in hohem Maße von Gewohnheiten geprägt. Konsumenten, die den Biomarkt bereits betreten haben, bleiben zumeist auch auf dem Markt aktiv. Drittens impliziert die gefundene Asymmetrie in den Kreuzpreiselastizitäten, dass bisherige Käufer von konventioneller Ware schon bei vergleichsweise geringen Preissenkungen der Bioprodukte zu einem Wechsel bereit sind. Käufer, die einmal zu der hochwertigen Biovariante gewechselt haben, kehren dagegen auch bei größeren Preisänderungen in der Regel nicht zum Kauf von konventionellen Produkten zurück. Die Ergebnisse der Nachfrageanalysen unterstützen folglich die Vermutung, dass niedrige Preise ein geeignetes Mittel sind, um neue Kunden für Biolebensmittel zu gewinnen. Zur Intensivierung des Konsums von regelmäßigen Biokäufern ist der Preis als Aktionsparameter dagegen eher ungeeignet. In dieser Konsumentengruppe scheinen Ideologien und Gewohnheiten eine gewichtigere Rolle für die Kaufentscheidung zu spielen.

Die vorgestellten Ergebnisse geben einige weitere Hinweise auf Strategien für Hersteller und Händler zur Heranführung bisheriger Nichtkäufer an Biolebensmittel und zur Steigerung der Kaufintensität. Die Untersuchung des soziodemografischen Profils von Biokäufern in den Probit-Analysen (vgl. *Artikel 1 bis 4*; SCHRÖCK 2013c: 53) zeigt, dass die Käufer zwar tendenziell wohlhabend, gebildet und weiblich sind, aber bei weitem keine homogene Gruppe von Menschen darstellen. Vielmehr gibt es Unterschiede im Käuferprofil zwischen den Warengruppen. So werden mit Biomilch und Biogemüse vornehmlich Familien mit Kleinkindern angesprochen. Biofleisch ist auch für die wachsende Gruppe der koch- und grillbegeisterten Männer interessant. Singlehaushalte zählen überdurchschnittlich oft zu den Käufern von Bioeiern und Biofleisch, aber seltener zu den Käufern von Biogemüse und -obst. Biohandelsmarken werden im Vergleich zu Biomarkenprodukten verstärkt von einkommensschwächeren, größeren und jüngeren Haushalten gekauft (*Artikel 3*). Hersteller und Händler, die ihre Zielgruppe bzw. ihre Kundenstruktur kennen, können diese Unterschiede gezielt für maßgeschneiderte Strategien zur Produktentwicklung, Werbung und Sortimentsgestaltung nutzen.

Auch aus den Ergebnissen der Preisanalysen lassen sich Implikationen für Hersteller und Händler ableiten. Mit Blick auf Produktinnovationen unterstreichen die Regressionsergebnisse aus *Artikel 7*, dass ein hoher Verbreitungs- und ein hoher Neuheitsgrad von elementarer Bedeutung für erfolgreiche Produktneueinführungen sind. Gleichzeitig ist eine Orientierung der Produkteigenschaften wie Fettgehalt, Geschmacksrichtung und Packungsgröße an den aktuellen Verbraucherpräferenzen wichtig.

*Artikel 8 und 9* zeigen, dass Produktkennzeichnungen und allen voran das Biosiegel deutliche Preisaufschläge am Markt erzielen. Ohne die Kenntnis der Grenzkosten der Unternehmen sind jedoch noch keine generalisierenden Schlussfolgerungen für Unternehmen über die Vorteilhaftigkeit der Programmteilnahme und der Produktkennzeichnung möglich. Da Marktbeobachtern die Grenzkosten in aller Regel nicht bekannt sind, können zusätzlich zu den Preisaufschlägen die Entwicklungen der Marktsegmente der gekennzeichneten Güter betrachtet werden, um Anhaltspunkte für den Erfolg der Programmteilnahme zu erhalten. Wird ein Preisaufschlag durch die Produktkennzeichnung und ein Wachstum des betreffenden Marktsegments festgestellt, liegt die Folgerung nahe, dass sich die Teilnahme aus Unternehmenssicht lohnt und der erzielte Preisaufschlag die zusätzlichen Produktions- und Kennzeichnungskosten übersteigt. Das starke Wachstum des Biomarktes im Zeitablauf in Verbindung mit dem gemessenen Preisaufschlag weist eindeutig darauf hin, dass dies bei Bioprodukten der Fall ist und es sich aus Anbietersicht um einen attraktiven Markt handelt.

### **Implikationen für Zertifizierung und Politik**

Die Biolandwirtschaft wird in Deutschland seit 1989 bundesweit mit staatlichen Mitteln gefördert. Um bisherige politische Maßnahmen beurteilen und Implikationen ableiten zu können, ist es wichtig, die Ziele und Instrumente politischen Handelns zu kennen. Unterstützung erhalten traditionell vor allem die Erzeuger von Biolebensmitteln. Das Spektrum der Maßnahmen hat sich in den letzten Jahren jedoch deutlich erweitert. Neben Erzeugung, Verarbeitung und Vermarktung von Biolebensmitteln gibt es nun auch staatliche Förderung in den Bereichen der Außer-Haus-Verpflegung, der Verbraucherinformation und der Forschung und Entwicklung (NIEBERG, KUHNERT & SANDERS 2011). Die Politik hat die schwierige Aufgabe, die verschiedenen ökologischen, gesellschaftlichen und wirtschaftlichen Ziele der Förderung in Einklang zu bringen und dabei die Interessen von institutionellen und privaten Stakeholdern zu beachten (STOLZE & LAMPKIN 2009).

Ursprünglich als Instrument zur Marktentlastung eingeführt, ist der Umweltschutz seit der MacSharry Reform 1992 das zentrale politische Ziel der Förderung des ökologischen Landbaus (LAKNER 2010: 86). Da dieser als besonders nachhaltiges, tier- und umweltfreundliches Produktionsverfahren gilt (EU 2007: I), wird eine Ausweitung der biologisch bewirtschafteten Fläche angestrebt. Die BUNDESREGIERUNG DER BRD (2012: 91) hat diesbezüglich das langfristige Ziel eines Öko-Anteils von 20 % an der gesamten landwirtschaftlich genutzten Fläche formuliert. Ein weiterer, traditionell bedeutsamer Bestandteil der EU-Agrarpolitik ist die Sicherung und Steigerung der Einkommen von (Bio-)Landwirten. Zuletzt rückten auch nachfrageseitige Ziele in den Fokus der Politik. So ist die Befriedigung der Ver-

brauchernachfrage nach Biolebensmitteln zu einem eigenständigen Ziel geworden (EU 2007: I). Angesichts eines hohen Importanteils bei Bioprodukten wird ein Anstieg des Selbstversorgungsgrades angestrebt. Das bedeutet, neben dem umweltpolitischen Ziel einer Ausweitung des Biolandbaus, dem verteilungspolitischen Ziel der Unterstützung des landwirtschaftlichen Sektors und dem absatzpolitischen Ziel des Marktwachstums (SANDERS, STOLZE & PADEL 2011: ii) existieren auch verbraucherpolitische Ziele. Zur Beurteilung des Erfolgs der Förderpolitik in Bezug auf die unterschiedlichen Zielsetzungen bedarf es dementsprechend auch unterschiedlicher Instrumente und Kennzahlen.

Bislang existieren nur wenige Arbeiten, die den Erfolg bzw. die Effizienz staatlicher Förderung des Biolandbaus messen. Als Indikatoren zur Beurteilung der Effizienz der Förderung in Bezug auf die Ziele der Produktionsausweitung und des Einkommenstransfers an Landwirte bieten sich die Produzentenrente als Maßgröße für die Wohlfahrt der Anbieter und das Producer Support Estimate (PSE) als Indikator für den Bruttotransfer der Konsumenten und Steuerzahler an landwirtschaftliche Produzenten an (PORTUGAL 2002). Die Studie von GAY und OFFERMANN (2006) vergleicht mit Hilfe des PSE-Konzepts die Förderung für ökologischen und konventionellen Landbau in der EU. Die Autoren finden zwar eine etwas höhere staatliche Unterstützungsrate im Biolandbau. Im Querschnitt über die Mitgliedsstaaten zeigt sich jedoch kein signifikanter Zusammenhang zwischen der Höhe der Förderung und dem Anteil der ökologisch bewirtschafteten Fläche. Die Studie von HEINRICH et al. (2013), die die Bestimmungsgründe der Ausbreitung des ökologischen Landbaus im Querschnitt über 155 Länder untersucht, legt ebenfalls nahe, dass eine finanzielle Förderung in Industrieländern wie Deutschland keine Bedeutung für die Größe der biologisch bewirtschafteten Fläche hat.

Auch in Studien, die neben flächen- und einkommensbezogenen Auswirkungen weitere Ziele der staatlichen Fördermaßnahmen für den ökologischen Landbau berücksichtigen, wird die Sinnhaftigkeit, die ökonomische Effizienz und die optimale Ausgestaltung der Förderung kontrovers diskutiert (z. B. HAMM 1997; HÄRING et al. 2009; LAKNER 2010; NIEBERG, KUHNERT & SANDERS 2011). Vor allem über die grundsätzliche Frage, ob der Biosektor finanzieller Unterstützung durch den Staat bedarf, und über die optimale Höhe der Förderung herrscht große Uneinigkeit:

*„Die immer wieder aufgeworfene Frage, ob der Sektor zu viel oder zu wenig staatliche Unterstützung erhält, lässt sich nicht abschließend beantworten, da die Bewertung des bisherigen Mitteleinsatzes vor allem von den gesellschaftlichen und politischen Prioritätensetzungen, den formulierten Zielen in Bezug auf den Ökolandbau und letztlich der Effektivität und Effizienz der Fördermaßnahmen abhängig ist“ (NIEBERG, KUHNERT & SANDERS 2011: 257).*

Einigkeit herrscht dagegen über die Notwendigkeit, die Förderung innerhalb der EU-Mitgliedsstaaten zu vereinheitlichen. Die bislang existierenden Unterschiede in der Höhe und Ausgestaltung der Unterstützung zwischen Mitgliedsstaaten und Regionen führen zu Wettbewerbsverzerrungen (SANDERS, STOLZE & PADEL 2011).

Da die vorliegende Dissertation in erster Linie die Nachfrageseite des Biomarktes untersucht, geben die Ergebnisse keine Anhaltspunkte zu Indikatoren, die flächen- und verteilungspolitische Ziele betreffen. Es fehlen Informationen zur Anbieterseite und hier vor allem zu den Grenzkosten der Produktion. Nichtsdestotrotz können Aussagen über die Entwicklung des Biomarktes getroffen und politische Implikationen abgeleitet werden. Im Folgenden wird deshalb der Fokus auf Maßnahmen gelegt, die die Förderbereiche Vermarktung, Verbraucherkommunikation sowie Forschung und Entwicklung betreffen.

Aktuelle Marktdaten zeigen ein kontinuierliches Wachstum des Biomarktes, und die vorgestellten Analysen geben Hinweise, dass sich der Markt für Biolebensmittel in seiner Struktur und in Bezug auf das Verhalten der Nachfrager immer stärker den konventionellen Märkten annähert. Die in den *Artikeln 1 bis 5* ermittelten Preis- und Ausgabenelastizitäten lassen Schlussfolgerungen über den absatzpolitischen Effekt von staatlicher Förderung zu. Die Werte verdeutlichen, dass Verbraucher am Biomarkt zunehmend preisunelastisch reagieren. Eine direkte Subventionierung ökologischer Produkte in der Vermarktung führt bei einer preisunelastischen Reaktion der Verbraucher nur zu vergleichsweise geringen Mengenreaktionen. Ein politisches Eingreifen in Form von Subventionen zur Steigerung der Absatzmenge erscheint folglich wenig zielführend.

Eine wichtige Maßnahme im Bereich der Verbraucherkommunikation ist die mit der EG-Öko-Basisverordnung im Jahr 2001 erfolgte und 2007 überarbeitete Definition von klaren, europaweit geltenden gesetzlichen Mindeststandards (EU 2007; EUROPÄISCHE KOMMISSION 2013b). Für Verbraucher besonders relevant ist dabei die Auslobung eines einheitlichen, staatlich getragenen Qualitätslabels für Bioprodukte. Die hohe Anzahl der Zeichennutzer unterstreicht die Relevanz des Labels im deutschen Biomarkt: Zum 30. September 2013 haben insgesamt 4 272 Unternehmen das deutsche Biosiegel auf 66 841 Produkten genutzt (BLE 2013a). Gleichzeitig wird die öffentliche Kritik immer lauter, die verschiedenen am Markt existierenden Labels (staatliches Biosiegel, Label der Bioanbauverbände, weitere Produktkennzeichnungen etc.) würden zu einer Informationsüberflutung und Verunsicherung der Verbraucher führen (BAUHUS et al. 2012; BMELV 2012b: 46). Diese Behauptung wird von den Ergebnissen der Preisanalysen in den *Artikeln 7 bis 9*, die eine logische, an den zusätzlichen Produktionskosten orientierte Rangfolge der Preisauflagen für die verschiedenen Labels finden, entkräftet. Vielmehr zeigt sich, dass Produktkennzeichnungen Verbrauchern als Orientierungshilfe dienen. Es kann gefolgert werden, dass Unternehmen auch ohne eine staatliche Regulierung, wirksame Qualitätssignale aussenden, die sich in signifikanten Preisauflagen und einer plausiblen Struktur der Preisauflagen für gekennzeichnete Lebensmittel manifestieren. In der politischen Diskussion um eine Neuregelung bzw. Regulierung der Produktkennzeichnung sollte beachtet werden, dass staatliche Eingriffe in die etablierte Struktur von privaten und institutionell organisierten Qualitätssicherungsinitiativen zur Entwertung bisheriger Investitionen der Produkthanbieter und damit zu erheblichen Umverteilungseffekten führen können. Das bedeutet, für die Anbieterseite auf dem Biomarkt ist nicht nur die absolute Höhe der staatlichen Förderung relevant, sondern vor allem die Kontinuität in der Politik.

Ein weiterer Aspekt, zu dem ein Konsens in der Literatur vorliegt, ist der Bedarf einer verstärkten Anerkennung und Förderung von Innovationen und von privatwirtschaftlichen Investitionen in Qualitätssicherung und -verbesserung im Biosektor (SANDERS, STOLZE & PADEL 2011: xiii f.). Auch dieses Ergebnis wird von den eigenen Analysen unterstrichen. *Artikel 7 und 8* verdeutlichen die große Bedeutung von Investitionen und Innovationen auf gesättigten Lebensmittelmärkten.

In vielen Warengruppen ist in Deutschland die Nachfrage nach Biolebensmitteln (und Biofuttermitteln) aktuell größer als das heimische Angebot (BÖLW 2013). Wie die *Artikel 8 und 9* belegen, führt der Nachfrageüberschuss derzeit zu vergleichsweise hohen Preisaufschlägen für Bioprodukte. Da die Produktion nach ökologischen Richtlinien gleichzeitig mit erhöhten Produktionskosten verbunden ist, besteht für Anbieter konventioneller Lebensmittel der Anreiz, zu betrügen. Je höher der Preisaufschlag ist, desto höher ist der Anreiz, das Label zu missbrauchen und als Trittbrettfahrer von dem guten Image der Produkte und den höheren Preisen zu profitieren (WINFREE & MCCLUSKEY 2005). Demzufolge bedarf die Einhaltung der Biorichtlinien einer strengen Kontrolle unabhängiger oder staatlicher Institutionen. Verschiedene Vorfälle einer ungerechtfertigten Nutzung des Biolabels bzw. einer unerlaubten Umetikettierung von Lebensmitteln in der Vergangenheit belegen, dass hier ein erheblicher Kontrollbedarf besteht (MOLKENTIN 2009; ASSO BIO 2011).

Ein relativ junges, jedoch zentrales Element der Förderung des Biolandbaus sind Maßnahmen in den Bereichen Forschung, Entwicklung und Wissenstransfer. Seit dem Jahr 2002 werden über das Bundesprogramm Ökologischer Landbau und andere Formen nachhaltiger Landwirtschaft (BÖLN) finanzielle Mittel zur Erforschung von Themen rund um den Biolandbau bereitgestellt. Die Forschung konzentriert sich bislang jedoch vorrangig auf produktionstechnische und hier vor allem pflanzenbauliche Fragestellungen (NIEBERG, KUHNERT & SANDERS 2011: 254; BLE 2013b). Der Literaturüberblick (vgl. *Abschnitt 2.1*) und die noch folgende Darstellung weiterführender Forschungsfragen (vgl. *Abschnitt 6.2*) zeigen, dass das Verhalten deutscher Biokäufer bislang nur unzureichend erforscht ist. Der vorangegangene Abschnitt unterstreicht, wie wichtig Informationen zum Käuferverhalten für die Akteure auf den Biomärkten sind. Insofern erscheint es sinnvoll, die Forschung und Forschungsförderung zukünftig vermehrt auch auf ökonomische und verbraucherpolitische Fragestellungen auszurichten.

Die Rolle der Politik sollte folglich in Zukunft darin bestehen, für klare rechtliche, europaweit einheitliche Rahmenbedingungen und ein innovationsfreudiges Wirtschaftsumfeld zu sorgen. Mit der EG-Öko-Basisverordnung (EG) Nr. 834/2007 hat die EU gesetzliche Mindeststandards zur Gewährleistung der Funktionsfähigkeit des Biomarktes definiert. Nun ist es Aufgabe des Staates bzw. staatlicher Zertifizierungs- und Kontrollstellen, das Biozertifikat bzw. -siegel zu vergeben und die Einhaltung der Standards zu kontrollieren. Nur so kann Vertrauen in das Biosiegel, das eine Grundvoraussetzung für den Kauf von Bioprodukten ist (JANSSEN 2011; EUROPÄISCHE KOMMISSION 2013b), geschaffen und erhalten werden.

## **6.2 Weiterführende Forschungsfragestellungen**

Im Rahmen der vorgestellten Beiträge wurden vielfältige Fragestellungen thematisiert und verschiedene methodische Besonderheiten bei der Schätzung von Nachfragesystemen und Preisfunktionen identifiziert und bearbeitet. Im Verlauf der Analysen und bei der Ableitung von Implikationen aus den Ergebnissen sind darüber hinaus weiterführende Fragen sowohl inhaltlicher als auch methodischer Natur entstanden. Einige dieser Forschungsaufgaben für die Zukunft werden im Folgenden konkretisiert.

Die vorgestellten Nachfrage- und Preisanalysen beruhen mehrheitlich auf Daten des deutschen GfK-Haushaltspanels (vgl. *Artikel 1 bis 5, 8 und 9*) bzw. der russischen RLMS-Haushaltsbefragung (vgl. *Artikel 6*). Zur Ermittlung der Determinanten des Innovationserfolgs bei Joghurtprodukten (vgl. *Artikel 7*) wurden dagegen Scannerdaten aus dem LEH herangezogen. Haushaltspanels bieten bei der Nachfrageanalyse vielfältige Vorteile, vor allem hinsichtlich der enthaltenen Informationen zu den nachfragenden Personen bzw. Haushalten. Sowohl bei den Nachfrage- als auch bei den Preisanalysen würde sich eine vergleichende und ergänzende Analyse auf der Basis von **Scannerdaten aus dem LEH** (z. B. die Handelspanels von IRI oder Nielsen) oder aus dem NKH (z. B. das Handelspanel Bio-Vista für Bioläden, Biosupermärkte und Reformhäuser) anbieten. So könnte zum einen geprüft werden, ob es datenbedingte Unterschiede in Elastizitätsschätzungen zwischen Handels- und Haushaltspanels gibt. Es ist zu erwarten, dass Unterschiede in Erfassungsmethode und -bereich (Panel-Coverage) zu Unterschieden in den Elastizitätswerten führen. Zum anderen eröffnen Handelspanels weiterführende Analysemöglichkeiten. So können beispielsweise der Einfluss von Verkaufsförderungsmaßnahmen für Biolebensmittel in verschiedenen Geschäftstypen detailliert untersucht und neben den Einkäufen privater Haushalte auch die Einkäufe anderer Personen bzw. Einrichtungen (z. B. der Gastronomie oder von Touristen) gesondert betrachtet werden. Warengruppen wie Wein, Bier und Spirituosen werden in Haushaltspanels typischerweise nicht vollständig abgebildet, da die Panelteilnehmer ihren Konsum nicht wahrheitsgemäß berichten. Gerade bei der aufstrebenden Kategorie Biowein wäre eine Analyse auf der Basis von Daten aus dem Handel demnach von Vorteil.

Prognosen für den Biomarkt, die auf Durchschnittselastizitäten für die Gesamtbevölkerung basieren, sind nur begrenzt aussagekräftig. Die Preiselastizitäten der Nachfrage unterscheiden sich zwischen den Käufergruppen (vgl. *Artikel 1 bis 3, Artikel 6*). Nicht- und Gelegenheitskäufer fragen deutlich preissensibler nach als Vielkäufer von Biolebensmitteln. Darüber hinaus unterscheidet sich die Preissensibilität ein und desselben Haushalts zwischen verschiedenen Einkaufsstätten (vgl. *Artikel 1*) und verändert sich im Zeitablauf (SCHRÖCK 2012b, 2013b: 62 f.). Folglich sollten hoch aggregierte Schätzungen, die Durchschnittselastizitäten für die Gesamtbevölkerung bzw. für alle Einkaufsstätten als Aggregat berechnen, mit Vorsicht interpretiert werden. Für die Prognose zukünftiger Nachfrageentwicklungen und für die Ableitung von Handlungsempfehlungen werden vielmehr Elastizitätsschätzungen benötigt, die den Veränderungen in der Markt- und Bevölkerungsstruktur Rechnung tragen und individuelle Besonderheiten von Produkt, Einkaufsstätte und Verbraucher berücksichtigen.

Nur durch disaggregierte Analysen können divergierende Nachfrageentwicklungen in verschiedenen Käufergruppen identifiziert werden. Eine **Differenzierung zwischen Konsumentengruppen** wurde in dieser Dissertation nur für die Warengruppe Milch vorgenommen (vgl. *Artikel 1 und 3*). Eine Ausweitung auch auf andere Warengruppen erscheint besonders wichtig, da für die Zukunft signifikante Änderungen in der Bevölkerungsstruktur erwartet werden. Auch in Warengruppen, die nur bestimmte Käufersegmente als Zielgruppe haben (z. B. Babynahrung, Kaviar, laktosefreie Produkte), versprechen differenziertere Analysen sehr viel mehr Erkenntnisgewinn als Schätzungen für die gesamte Verbraucherschaft.

Dabei scheinen sich Größen, die Präferenzen und das Einkaufsverhalten der Verbraucher beschreiben, besser zur Klassifizierung zu eignen als soziodemografische Merkmale. Für die eigenen Analysen lagen keine Informationen zu **Einstellungsmerkmalen der Haushalte** vor. Qualitative Untersuchungen und Ergebnisse aus Befragungsstudien belegen jedoch, dass Normen, Werten und Ansichten eine große Bedeutung für Konsumententscheidungen bei Biolebensmitteln zukommt (HARTMANN & NEW HOPE 1997; SCHIFFERSTEIN & OUDE OPHUIS 1998; CICIA, DEL GUIDICE & SCARPA 2002). Ein Hinweis auf die Bedeutung von Einstellungsmerkmalen ergibt sich in den eigenen Analysen aus dem Vergleich der Ergebnisse aus den *Artikeln 1 und 3*: Haushalte mit unterschiedlicher soziodemografischer Struktur unterscheiden sich nur wenig in ihrer Preissensibilität in Bezug auf Bioprodukte (vgl. *Artikel 1*). Der Ausgabenanteil für Biolebensmittel, der in *Artikel 3* als Proxyvariable für Einstellungsmerkmale zur Einteilung der Haushalte in Konsumentengruppen herangezogen wurde, ist dagegen entscheidend.

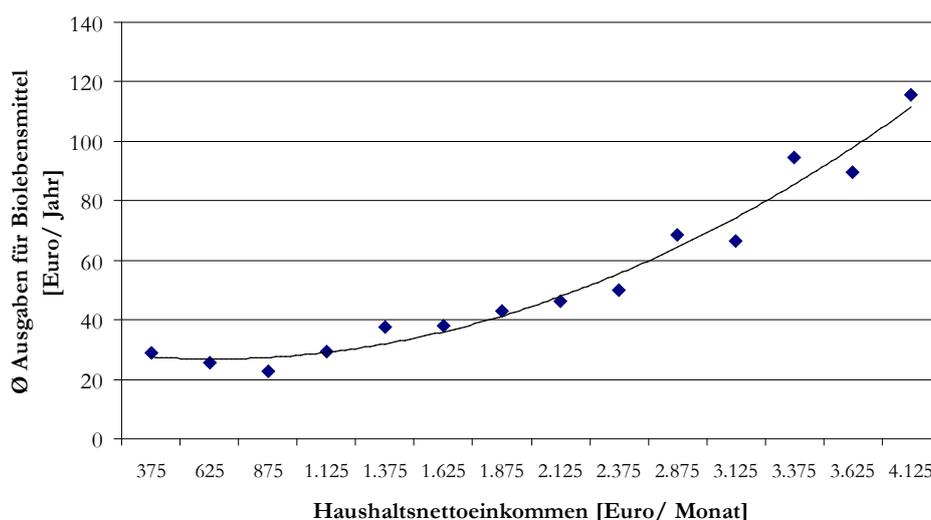
Auch KRAUSE (2001), der die Relevanz von Werten zur Erklärung von Ernährungsverhalten untersucht, bemängelt die geringe Beachtung von Einstellungsvariablen in ökonometrischen Modellen. Der Autor weist jedoch darauf hin, dass die Berücksichtigung von Wertvorstellungen nicht bei allen Forschungsfragen und Zielsetzungen möglich und zweckmäßig ist. Die Einbeziehung von Wertvorstellungen ist nach KRAUSE besonders in Modellen sinnvoll, die der Abbildung und Erklärung von Ernährungsgewohnheiten dienen. Hier führt die Berücksichtigung entsprechender Variablen stets zu einer deutlichen Steigerung der Anpassungsgüte der Modelle. Die Verwendung von Einstellungswerten in Modellen, die Prognosezwecken dienen, ist dagegen problematisch. Zu Werten und Einstellungsvariablen gibt es typischerweise keine Informationen in amtlichen Statistiken. Dementsprechend schwierig ist es, Wert- und Einstellungsentwicklungen abzubilden und zu prognostizieren. Da die Prognosegüte ein entscheidendes Kriterium zur Beurteilung von Modellen darstellt, ist die Berücksichtigung von Einstellungsmerkmalen stets kritisch zu prüfen.

Eine attraktive Alternative zum direkten Einbeziehen der Einstellungsvariablen in das Regressionsmodell stellt ihre Nutzung zur Klassifizierung der Konsumenten dar. Dabei ermöglicht eine Gruppenbildung auf der Basis mehrerer Variablen, wie sie in *Artikel 6* durch die Kombination von Faktoren- und Clusteranalyse für russische Konsumenten vorgenommen wird, eine mehrdimensionale und verhaltensbezogene Klassifizierung. Die Kombination aus Struktur entdeckender Clusteranalyse und Struk-

tur prüfender Nachfrageanalyse könnte auch für die heterogene Verbraucherschaft im Biomarkt neue Erkenntnisse liefern. Die GfK erhebt in einer jährlichen Umfrage unter den im Panel berichtenden Haushalten eine Vielzahl von Einstellungsfaktoren. Bei entsprechender Datenverfügbarkeit könnten die erhobenen Einstellungsmerkmale mittels Faktorenanalyse verdichtet und anschließend zur Segmentierung der Konsumenten herangezogen werden.

In den vorgestellten Analysen wurden Bioprodukte einer Warengruppe stets als homogene Güter betrachtet. Eingangs wurde jedoch die zunehmende Ausdifferenzierung des Biosortiments beschrieben. Auf dem Markt existiert eine Vielzahl unterschiedlicher Bio-Anbauverbände mit unterschiedlichen Richtlinien, Zertifizierungssystemen und Produktkennzeichnungen (z. B. EU-Biosiegel, Demeter, Naturland). JANSSEN (2011) zeigt, dass sich die Zahlungsbereitschaft der Verbraucher deutlich zwischen diesen Kennzeichnungen unterscheidet. Es kann folglich vermutet werden, dass **Produkte mit verschiedenen Biokennzeichnungen** unterschiedliche Zielgruppen mit unterschiedlicher Preissensibilität ansprechen. Der zunehmenden Ausdifferenzierung der Produktpalette und -kennzeichnung sollte in der weiteren Forschung verstärkt Rechnung getragen werden.

Das klassische AIDS-Modell unterstellt lineare Engelkurven mit konstanten Einkommens- bzw. Ausgabenelastizitäten. Die Annahmen des Modells erlauben es nicht, dass ein Produkt an einer Stelle der Nachfragekurve ein Luxusgut und an einer anderen Stellen ein „normales“ Gut im Sinne der Nachfrage Theorie ist (DHAR & FOLTZ 2005). Gerade für Biolebensmittel erscheint diese Annahme fragwürdig. Es ist wahrscheinlich, dass Biolebensmittel in den Augen einkommensschwacher Haushalte Luxusgüter darstellen, während sie in wohlhabenden Haushalten als Güter des alltäglichen Bedarfs betrachtet werden.



**Abb. 1:** Zusammenhang zwischen dem Einkommen der Haushalte im GfK-Haushaltspanel und ihren durchschnittlichen Ausgaben für Biolebensmittel

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis der GfK-Haushaltspanels ConsumerScan und ConsumerScan FreshFood, 2004-2008.

Die aus den GfK-Daten abgeleitete Engelkurve für Biolebensmittel in *Abbildung 1* bestätigt diese Vermutung und unterstreicht, dass die Ausgaben für Biolebensmittel nicht proportional zum Einkommen bzw. zu den Lebensmittelausgaben wachsen. Die Abbildung deutet auf einen quadratischen Verlauf der Engelkurve hin. Jedoch wäre auch ein exponentieller oder logistischer Verlauf denkbar. Solche nichtlinearen Einflüsse des Einkommens sollten in zukünftigen Untersuchungen verstärkt Beachtung finden. Eine Möglichkeit hierzu bietet das so genannte **quadratische AIDS (QU/AIDS)-Modell**, das die Schätzgleichung um einen quadratischen Ausgabenterm erweitert und somit auch nichtlineare Einkommens- bzw. Budgeteinflüsse erfasst (BANKS, BLUNDELL & LEWBEL 1997).

Auch im Methodenfeld der **Preisanalysen** gibt es vielfältige weiterführende Forschungsfragestellungen. Der Markt für Biolebensmittel ist ein stark segmentierter Markt (GIL, GRACIA & SÁNCHEZ 2000; RUIZ DE MAYA, LÓPEZ-LÓPEZ & MUNUERA 2011). Hersteller bieten Produkte von heterogener Qualität an, die zudem nach unterschiedlich strengen Richtlinien der jeweiligen Bio-Anbauverbände produziert wurden. Die Einhaltung der Richtlinien erfordert je nach Warengruppe verschieden hohe Investitionen und Aufwendungen für die produzierenden Unternehmen. Jeder Einzelhändler verfolgt seine eigene Preis- und Markenstrategie. Konsumenten unterscheiden sich bezüglich ihrer Qualitätsansprüche und Einkaufsgewohnheiten. Insofern kann nicht davon ausgegangen werden, dass einzelne Produkteigenschaften wie die Produktion nach ökologischen Richtlinien bei allen Produkten und in allen Einkaufsstätten den gleichen Preisaufschlag erzielen. Es erscheint daher sinnvoll, Preisaufschläge für Bioprodukte differenziert nach Einkaufsstätten und Warengruppen zu betrachten (vgl. *Artikel 9*; SCHRÖCK 2013d). Da sich die jeweilige Preispolitik deutlich unterscheidet, würde auch eine Differenzierung zwischen Biomarken- und Biohandelsmarkenprodukten zusätzliche Informationen liefern. Inwiefern sich die Höhe der Preisaufschläge für die Bioeigenschaft im Zuge des Marktwachstums geändert hat, kann durch die Erweiterung des Modells um eine zeitliche Dimension untersucht werden. Dabei können die angesprochenen Differenzierungen sowohl durch den Einbezug von Interaktionstermen als auch durch separate Schätzungen für einzelne Einkaufsstätten (bzw. Vertriebstypen), Produkte und Zeitabschnitte realisiert werden.

Darüber hinaus sind **Wechselwirkungen zwischen verschiedenen Labels** bislang noch unzureichend erforscht. Jüngste Ergebnisse zu Einkaufs- und Konsumgewohnheiten der Deutschen und die politische Neuregelungen zur Kennzeichnung von regionalen Lebensmitteln legen nahe, dass regionale Produkte mit Bioprodukten um die Gunst der Konsumenten konkurrieren (NESTLÉ DEUTSCHLAND AG 2011: 99; BMELV 2013b). Es stellt sich die Frage, ob es sich tatsächlich um konkurrierende Produktkennzeichnungen handelt. Nicht selten stammen Bioprodukte aus der Region oder weisen neben dem Biosiegel gleichzeitig weitere Labels wie geschützte geografische Herkunftsangaben (GGH), ein FairTrade-Siegel oder Tierwohl-Kennzeichen auf der Verpackung aus. Es ist daher zu erforschen, ob es sich bei Produkten mit verschiedenen Qualitätslabels um konkurrierende Märkte handelt oder ob Synergieeffekte bestehen und Produkte mit mehreren Kennzeichen einen noch höheren Preisaufschlag erzielen.

Die vorliegende Dissertation konzentriert sich auf die Methodenfelder der Nachfrage- und Preisanalysen. Für eine umfassende Analyse des Biomarktes wäre die Erweiterung der Forschungsmethoden im Sinne einer **Methodentriangulation** sinnvoll. Eine Möglichkeit, Forschungsmethoden zu erweitern, wird in LEUFKENS und SCHRÖCK (2014) vorgestellt. Die Autoren kombinieren wohlfahrtsökonomische, spieltheoretische und ökonometrische Analysemethoden, um die regulierungspolitischen Effekte der beiden von der EU geschützten Qualitätszeichen – GGH und Biosiegel – zu bewerten und zu vergleichen.

Eine weitere Möglichkeit besteht in der Schätzung von simultanen Marktmodellen. Im Rahmen der Dissertation wurde ein umfassender Bestand von Preiselastizitäten der Nachfrage nach Bioprodukten erarbeitet. Gleichzeitig mangelt es in der Literatur nach wie vor an **Preiselastizitäten des Angebots von Biolebensmitteln**. Anstelle einer isolierten Betrachtung der Angebots- oder Nachfrageseite sollten in Zukunft verstärkt simultane Marktmodelle im Vordergrund stehen, die die Veränderungen in Angebot und Nachfrage gemeinsam und gleichzeitig betrachten und damit auch Wechselwirkungen berücksichtigen. HAGNER (1997: 99 ff.) hat Preis- und Mengeneffekte von „Marktstörungen“ auf konventionellen und ökologischen Produktmärkten in einem simultanen Modell analysiert. Als „Marktstörungen“ werden hier eine steigende Beliebtheit von Bioprodukten bei den Konsumenten und eine Ausdehnung der staatlichen Förderung des ökologischen Landbaus betrachtet. Da entsprechende Marktdaten fehlen, müssen jedoch zahlreiche Annahmen in Bezug auf Lage und Verschiebung der Angebots- und Nachfragekurve getroffen werden und die Analyse bleibt auf einer theoretischen Ebene, ohne die Effekte zu quantifizieren.

Da die auf europäischer Ebene gesammelten Daten nach wie vor unvollständig und von sehr heterogener Qualität sind, scheitert eine Quantifizierung der Effekte auch aktuell an der Existenz und Verfügbarkeit von entsprechenden Daten auf allen Stufen der Wertschöpfungskette. Inzwischen liegen zwar verlässliche Informationen über Produktionsflächen, Bestandszahlen und die Anzahl der Produzenten, Verarbeiter und Importeure auf den Biomärkten vor. Daten zu Produktionsmengen und Preisen sowie internationale Handelsdaten fehlen jedoch vollständig (GAY & OFFERMANN 2006; EUROPÄISCHE KOMMISSION 2010: 5). Bei verbesserter Datenlage und Kenntnis der entsprechenden Angebots- und Nachfrageelastizitäten, könnten mit Equilibrium-Displacement-Modellen (vgl. PIGGOTT & WRIGHT 1992; WOHLGENANT 2011) der Einfluss von Änderungen in der Marktstruktur auf Gleichgewichtspreise und -mengen quantifiziert und Determinanten der Marktentwicklung abgeleitet werden, die über die reine Nachfrageanalyse hinausgehen. Equilibrium-Displacement-Modelle legen einen komparativstatischen Ansatz zu Grunde und modellieren anhand von MARSHALLSchen Preiselastizitäten die Auswirkungen vielfältiger Einflussfaktoren wie technologischem Fortschritt oder Veränderungen in der Struktur und der Höhe staatlicher Förderung. Mit ihrer Hilfe ließen sich die relative Bedeutung und der Einfluss verschiedener Determinanten auf das Marktgleichgewicht abschätzen und fundierte Politikimplikationen und Marktprognosen ableiten.

### **6.3 Ausblick auf die zukünftige Entwicklung des Biomarktes in Deutschland**

Die Schätzung von Nachfrageelastizitäten ist nicht nur ein zentrales Element bei der Analyse von Märkten, sondern auch für die Prognose zukünftiger Marktentwicklungen. Der Markt für Biolebensmittel in Deutschland ist gemessen am Umsatz der größte innerhalb Europas (BÖLW 2013). Es stellt sich die Frage, ob es sich bereits um einen reifen bzw. gesättigten Markt handelt oder ob weiterhin mit Wachstum gerechnet werden kann. Im Folgenden wird erörtert, welche Implikationen die Erkenntnisse über die Nachfrageelastizitäten und Preisaufschläge für die Entwicklung des Biomarktes haben.

Die eigenen Ergebnisse in Kombination mit Ergebnissen aus der Literatur lassen den Schluss zu, dass mit einem stabilen und moderat wachsenden Markt für Biolebensmittel zu rechnen ist. „Stabilität“ meint dabei die Abwesenheit von starken Schwankungen bzw. Volatilitäten und bezieht sich sowohl auf die Angebots- als auch auf die Nachfragemengen und die Preise. Die Prognose eines stabilen Marktes gründet sich auf zwei Erkenntnisse:

1. Die „normale“ Reaktion der Käufer von Biolebensmitteln auf Preisänderungen übt mit einer Preiselastizität kleiner Null ( $\varepsilon_{Bio} < 0$ ) eine marktinterne Stabilisierungsfunktion aus. Einige Studien legen nahe, dass Preise für Biokäufer nur eine untergeordnete Rolle spielen und die Nachfrage nach Biolebensmitteln nahezu preisunelastisch ist ( $\varepsilon_{Bio} \approx 0$ ) (z. B. PLABMANN & HAMM 2009). Eine unelastische Nachfrage würde dazu führen, dass bereits kleine Verschiebungen der Angebotskurve (z. B. durch technischen Fortschritt oder durch steigende Preise für Inputfaktoren) zu deutlichen Preisänderungen führen würden. Starke Preisschwankungen wären die Folge. Die hier vorgestellten Preiselastizitäten zeigen jedoch eindeutig, dass Verbraucher in ihrer Nachfrage auf Preisänderungen reagieren. So werden übermäßige Preisvolatilitäten gebremst, wenn bei sehr hohen (niedrigen) Preisen die Nachfragemenge der Biokäufer sinkt (steigt).
2. Verschiedene Studien belegen, dass die Märkte für ökologische und konventionelle Lebensmittel integriert sind. WÜRRIEHAUSEN, LAKNER und IHLE (2012) zeigen für Weizen und PFEUFFER (2012) für Milch, dass die Preise für ökologisch erzeugte Produktvarianten stark von den Preisen der konventionellen Produktvarianten abhängen. Somit sind keine Preisvolatilitäten zu erwarten, die stark über das Maß der Preisvolatilität an den konventionellen Märkten hinausgehen. Die Märkte für konventionelle Lebensmittel stellen eine Art „Sicherheitsnetz“ für Bioproduzenten dar (WÜRRIEHAUSEN, LAKNER & IHLE 2012: 26). Ist das Angebot auf den Märkten für ökologische Lebensmittel hoch und die Preise niedrig, haben Bioproduzenten stets die Möglichkeit, ihre Produkte auf den konventionellen Märkten zu verkaufen.

Die Prognose eines „moderaten Wachstums“ gründet sich ebenfalls auf den hier vorgestellten Ergebnissen. Nachfrageelastizitäten allein geben noch keine Informationen darüber, ob und in welchem Umfang ein Markt wachsen oder schrumpfen wird. Zusammen mit den identifizierten Einflussgrößen auf die Nachfrage nach Biolebensmitteln lassen sich jedoch einige fundierte Vermutungen über die Entwicklung der Nachfrage und die Stärke der Auswirkung der Nachfrageverschiebung auf den Gesamtmarkt ableiten.

Eine zentrale Frage ist, ob sich Angebots- und Nachfragefunktionen von Biolebensmitteln in Zukunft verschieben werden. THOEGERSEN (2010) und HEINRICH et al. (2013) haben Bestimmungsgründe für die Ausbreitung des ökologischen Landbaus herausgearbeitet. Sie unterscheiden zwischen politischen Faktoren wie gesetzlicher Regulierung oder strukturellen Rahmenbedingungen und Marktfaktoren der Angebots- und Nachfrageseite. Da sich diese Dissertation auf die Nachfrage nach Biolebensmitteln konzentriert, können aus den Ergebnissen der Forschungsbeiträge keine Implikationen über die Angebotsentwicklung abgeleitet werden. Es wird an dieser Stelle von einem Anstieg des Angebots ausgegangen, da (i) die jüngst getroffene Einigung über eine Neuausrichtung der Gemeinsamen Agrarpolitik (GAP) der EU nach 2013 eine verstärkte Förderung der ökologischen Landwirtschaft vorsieht (EUROPÄISCHE KOMMISSION 2013a), (ii) die Zahl der Umstellungen auf ökologische Produktion in Deutschland und Europa die Zahl der Rückumstellungen in den letzten Jahren bei Weitem überstiegen hat (KUHNERT et al. 2013) und die Bioanbaufläche in Deutschland steigt (BÖLW 2013), (iii) mit zunehmender Marktgröße auch Unternehmen aus dem Biosektor von Economies of Scale profitieren können, (iv) mit einer weiter steigenden Verfügbarkeit von Bioprodukten zu rechnen ist, da die Biosortimente im LEH weiter wachsen und sich die Produktpalette ausdifferenziert (BMELV 2012a; WILL 2013) und (v) der intra-industrielle Handel mit Bioprodukten zunimmt und sich auch außereuropäische Exportmärkte eröffnen (EUROPÄISCHE KOMMISSION 2010: 3; DETER 2013).

In der folgenden Betrachtung wird jedoch nur eine leichte Verschiebung der Angebotskurve nach rechts angenommen, da auch mit steigenden Importmengen aus Drittländern zu rechnen ist. Der Anteil an importierten Biolebensmitteln in Deutschland steigt (SCHAACK et al. 2012; KÖPKE & KÜPPER 2013). Darüber hinaus können die Auswirkungen des Erneuerbare-Energien-Gesetzes (EEG) auf den Biolandbau noch nicht abgeschätzt werden. Das EEG fördert den Anbau von konventionellen Energiepflanzen, was die Konkurrenz um Pachtland erhöht und laut SANDERS, STOLZE und PADEL (2011) sowie NIEMANN und WARNKEN (2013) das Wachstum des Bioangebots verlangsamt.

In Bezug auf die Verschiebung der Nachfragekurve ist zwischen kurzfristigen und langfristigen Effekten zu unterscheiden. Während kurzfristig vor allem „Lebensmittelskandale“ mit großer medialer Aufmerksamkeit von Bedeutung sind (BRUHN 2003; SCHULZE et al. 2008), sind für die langfristige Betrachtung auch strukturelle und demografische Veränderungen relevant. Neben den Preisen wurden in den Analysen das Einkommen, Gewohnheitsverhalten und Einstellungsmerkmale der Haushalte als wichtige Nachfragedeterminanten identifiziert. Für die Entscheidung, ob ein Haushalt überhaupt Produkte in Bioqualität kauft oder nicht, sind zudem soziodemografische Merkmale von Bedeutung. Da in Deutschland auch in Zukunft mit einem Wachstum der Pro-Kopf-Einkommen zu rechnen ist (BMAS 2013) und der Ausgabenanteil für Lebensmittel insgesamt in den letzten Jahren wieder leicht angestiegen ist (STATISTISCHES BUNDESAMT 2013), kann schon allein aufgrund der positiven und den Wert von Eins übersteigenden Ausgabenelastizitäten für Biolebensmittel mit einer weiterhin steigenden Pro-Kopf-Nachfrage gerechnet werden.

Auch Veränderungen in der Bevölkerungsstruktur spielen eine Rolle. Laut STATISTISCHEM BUNDESAMT (2012: 50) wird der Altenquotient<sup>19</sup> von 33,8 im Jahr 2010 auf über 60 im Jahr 2060 ansteigen und der Anteil der Einpersonenhaushalte deutlich zunehmen. Folglich wird die Nachfrage nach Lebensmitteln zukünftig stärker von wohlhabenden, älteren und kleineren Haushalten bestimmt. Da diese Haushaltsgruppen verstärkt zu den Käufern von Biolebensmitteln zählen (vgl. *Artikel 1 bis 5*; SCHRÖCK 2013c: 50 f.), ergeben sich aus dem demografischen Wandel Wachstumschancen für den Biomarkt. Die Ausgaben für Lebensmittel, die zu Hause verzehrt werden, steigen mit dem Alter und vor allem nach der Pensionierung deutlich an (BURZIG & HERRMANN 2012). Der Ausgabenanstieg im Alter wird durch eine höhere Wertschätzung für qualitativ hochwertige Lebensmittel erklärt. Gleichzeitig wenden ältere Menschen mehr Zeit dafür auf, selbst zu kochen (VELARDE 2011). Beide Merkmale älterer Haushalte könnten den Konsum von Biolebensmitteln steigern. Die Auswirkungen eines steigenden Anteils von Menschen mit Migrationshintergrund (BMI 2010) auf die Nachfrage nach Biolebensmitteln sind nach den Ergebnissen der *Artikel 3 und 4* als gering einzustufen. Veränderungen in der Bevölkerungsstruktur lassen also eine steigende Pro-Kopf-Nachfrage nach Biolebensmitteln in Deutschland erwarten. Allerdings wird die Gesamtbevölkerung bis 2060 von rund 80 Mio. Menschen auf eine Zahl zwischen 65 und 70 Mio. (je nach Szenario) sinken, was einen drastischen Bevölkerungsrückgang zwischen 14 und 21 % gegenüber 2008 bedeuten würde (STATISTISCHES BUNDESAMT 2012: 50). Die Ausführungen machen deutlich, dass eine Prognose der Auswirkungen demografischer Veränderungen auf den Biokonsum mit erheblichen Unsicherheiten behaftet ist. Es bleibt abzuwarten, ob der voraussichtlich positive Einfluss einer veränderten Bevölkerungsstruktur auf den Umsatz mit Biolebensmitteln den negativen Einfluss einer schrumpfenden Bevölkerungszahl kompensieren kann. Bei den dargestellten Veränderungen der Bevölkerungsgröße und -struktur handelt es sich jedoch um sehr langsame Prozesse, die allen Akteuren die Möglichkeit einer Anpassung bieten.

Die Entwicklung von Einstellungen und ihr Einfluss auf die Nachfrage nach Bioprodukten sind ebenfalls schwer abzuschätzen. Ein allgemein steigendes Gesundheits-, Umwelt- und Ernährungsbewusstsein ist in der Literatur vielfach dokumentiert und hat in den letzten Jahren Konsum- und Einkaufsgewohnheiten der Deutschen verändert (z. B. DOANE 2001; MICHAELIDOU & HASSAN 2008). Einen entscheidenden Hinweis auf die zukünftige Nachfrageentwicklung geben die Trendvariablen in den Nachfragegleichungen für Bioprodukte. Die positiven und stets hochsignifikant von Null verschiedenen Werte weisen eindeutig auf eine wachsende Beliebtheit von Biolebensmitteln hin (*Artikel 1 bis 5*).

Auch die Zahlen aus der jüngsten Vergangenheit geben Hinweise für die Zukunft. Das eingangs skizzierte kontinuierliche Wachstum des Biomarktes in den letzten Jahren mit Wachstumsraten von über fünf Prozent (BÖLW 2013) lässt eine weiterhin positive Marktentwicklung erwarten. Darüber hinaus darf der deutsche Biomarkt nicht isoliert betrachtet werden. Es wurde bereits darauf hingewiesen, dass die heimische Nachfrage und die Importe von Biolebensmitteln in Deutschland gewachsen sind.

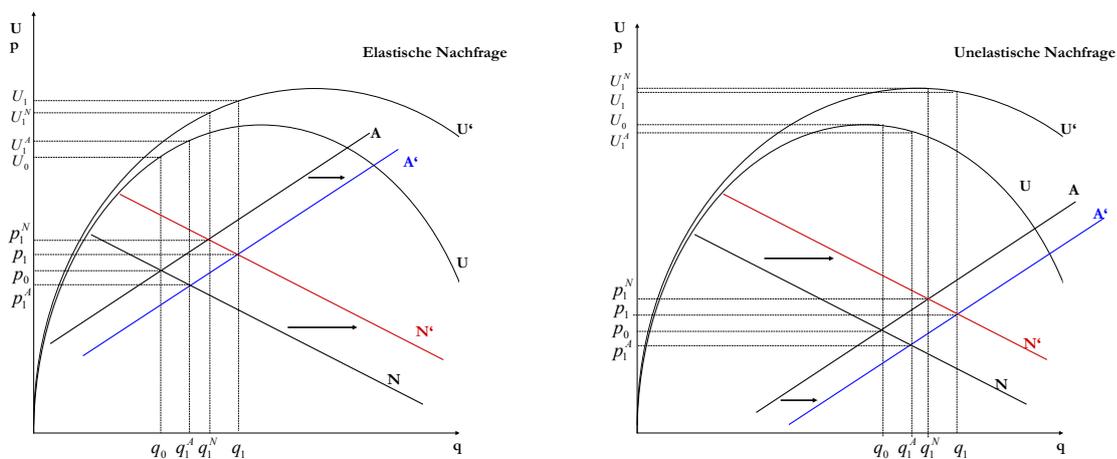
---

<sup>19</sup> Der Altenquotient drückt das Verhältnis der 65-Jährigen und Älteren je 100 Personen im Alter von 20 bis unter 65 Jahren aus.

Gleichzeitig wächst auch die weltweite Nachfrage. Im Jahr 2011 erreichte der globale Absatzmarkt für zertifizierte ökologische Produkte ein Volumen von 47 Mrd. Euro (63 Mrd. U.S.-Dollar) und hat sich damit im letzten Jahrzehnt mehr als verdreifacht (WILLER, LERNOUD & KILCHER 2013). Dies eröffnet auch deutschen Biolandwirten Exportchancen. Gerade im asiatischen Raum ist das Vertrauen in die Qualität deutscher Lebensmittel – und hier vor allem deutscher Milch- und Fleischprodukte – deutlich größer als in heimische Lebensmittel (DETER 2013). Die skizzierten nationalen Entwicklungen in Bezug auf Einkommen, Bevölkerungsstruktur und -größe sowie Verbrauchereinstellungen geben zusammen mit dem globalen Nachfragewachstum in Summe deutliche Anzeichen auf eine Ausweitung der Nachfrage nach Biolebensmitteln in Zukunft.

Die geschätzten Nachfrageelastizitäten geben Hinweise auf die Stärke der Auswirkungen der Nachfrage- und Angebotsänderungen auf den Gesamtmarkt. *Abbildung 2* veranschaulicht die Marktentwicklung. Auf der linken Seite ist ein Biomarkt mit einer elastischen Nachfragereaktion (die Angebotsfunktion schneidet die Nachfragefunktionen im elastischen Bereich der Nachfragekurve), auf der rechten Seite ein Markt mit einer unelastischen Nachfragereaktion dargestellt (die Angebotsfunktion schneidet die Nachfragefunktionen im unelastischen Bereich der Nachfragekurve). Zu Beginn dieses Abschnitts wurden die in beiden Schaubildern getroffenen Annahmen in Bezug auf die Stärke der Kurvenverschiebungen erörtert. Demnach wird eine leichte Verschiebung des Angebots an Biolebensmitteln (von  $A$  auf  $A'$ ) und eine stärkere Verschiebung der Nachfrage nach Biolebensmitteln (von  $N$  auf  $N'$ ) erwartet.

Die *Verschiebung der Nachfragekurve* wird unter Wettbewerbsbedingungen in beiden Fällen zu einer Steigerung von Preisen (von  $p_0$  auf  $p_1^N$ ), Mengen (von  $q_0$  auf  $q_1^N$ ) und Verbraucherausgaben bzw. Umsatz (von  $U_0$  auf  $U_1^N$ ) führen.



**Abb. 2: Potentielles Wachstum des Biomarktes bei elastischer und unelastischer Nachfragereaktion**

Quelle: Eigene Darstellung.

Die *Verschiebung der Angebotskurve* hat bei elastischer und unelastischer Nachfragereaktion dagegen eine unterschiedliche Wirkung auf die Marktgröße. Sie erhöht zwar in beiden Fällen die Nachfragemenge (von  $q_0$  auf  $q_1^A$ ), senkt aber gleichzeitig den Preis (von  $p_0$  auf  $p_1^A$ ). Die Preissenkung fällt umso größer aus, je unelastischer die Nachfragereaktion ist. Bei einer elastischen Nachfrage führt die Angebotsausweitung damit zu einer Steigerung der Ausgaben, da der positive Mengeneffekt den negativen Effekt der Preissenkung auf den Umsatz überkompensiert ( $U_1^A > U_0$ , im linken Schaubild). Bei einer preisunelastischen Nachfragereaktion senkt die Ausweitung des Angebots jedoch den Bioumsatz, da die Senkung der Verbraucherausgaben durch die Preisminderung größer ist als die Steigerung der Verbraucherausgaben durch die Mengenausweitung ( $U_1^A < U_0$ , im rechten Schaubild).

Der *Gesamteffekt aus Angebots- und Nachfrageänderungen* auf die Marktgröße ist durch den stets positiven Effekt der Nachfrageausweitung in beiden Fällen positiv, wenn – wie im dargestellten Fall – die Verschiebung der Nachfragekurve im Vergleich zur Verschiebung der Angebotskurve groß ist. Nach Verschiebung von Angebots- und Nachfragekurve ist der Umsatz stets größer als in der Ausgangssituation ( $U_1 > U_0$ ). Das Marktwachstum, also die Differenz ( $U_1 - U_0$ ), fällt bei einer elastischen Nachfragereaktion größer aus als bei einer unelastischen Nachfragereaktion.

Die Forschungsbeiträge haben gezeigt, dass die Nachfrage nach Bioprodukten, die sich bereits gut im Markt etabliert haben, preisunelastisch ist (vgl. *Artikel 1 bis 5*). Die Nachfrage nach Biolebensmitteln mit (noch) geringem Anteil am Gesamtmarkt wie Fleisch oder Tiefkühl-Gemüse ist dagegen elastisch (vgl. *Artikel 4*; SCHRÖCK 2013c: 58 ff.). Eine im Zeitablauf sinkende Preissensibilität der Konsumenten (SCHRÖCK 2012b, 2013c: 61 f.) und die Abnahme der asymmetrischen Struktur der Kreuzpreiselastizitäten (SCHRÖCK 2013c: 60 f.) sind darüber hinaus wichtige Merkmale einer zunehmenden Marktreife. Mit zunehmenden Marktwachstum und zunehmender Marktreife ist nach den vorstehenden Ergebnissen mit einer unelastischen Nachfragereaktion in der Mehrzahl der Warengruppen zu rechnen. Das heißt, es ist eher von der im rechten Schaubild dargestellten Marktsituation auszugehen. Hier ist – unter der Annahme einer weiter anhaltenden, deutlichen Nachfrageausweitung bei gleichzeitig kleiner Ausweitung des Angebots – ein moderates Marktwachstum zu erwarten.

Diese Schlussfolgerungen gelten, wenn der Markt als Ganzes betrachtet wird. Darüber hinaus ist zu beachten, dass sich die Preissensibilität verschiedener Konsumentengruppen unterscheidet. Nicht- und Gelegenheitskäufer reagieren preiselastischer als Vielkäufer von Biolebensmitteln. Das bedeutet, für die zwei erstgenannten Käufergruppen ist eher von dem im linken Schaubild dargestellten Fall auszugehen. Für Vielkäufer, die bislang zwar nur einen kleinen Anteil der Bevölkerung ausmachen, aber für einen Großteil des Umsatzes mit Biolebensmitteln stehen (BUDER 2011: 66), ist dagegen eher die im rechten Schaubild dargestellte Marktsituation zutreffend. Es ist zu erwarten, dass die Gruppen der Selten- und Gelegenheitskäufer von Biolebensmitteln in Zukunft wachsen werden. Bei gezielter Ansprache dieser Konsumentengruppen durch ein steigendes Angebot an Biolebensmitteln und einer Verringerung des Preisabstands zu konventionellen Lebensmitteln besteht somit ein noch größeres Wachstumspotential.

Ferner gibt es weitere potentielle Einflussgrößen auf Angebot und Nachfrage nach Biolebensmitteln, die im Rahmen dieser Dissertation nicht untersucht wurden. Wie oben erläutert, ist es kaum möglich, Einstellungen, Normen und Werte der Verbraucher sowie den Einfluss medial verbreiteter Positiv- oder Negativschlagzeilen zu konventionellen und Biolebensmitteln zu prognostizieren. Soziale, ökologische und ethische Bedenken der Verbraucher werden die weitere Marktentwicklung gleichermaßen beeinflussen wie die (wahrgenommene) Qualität von Bioprodukten. Offen ist bislang auch, ob es den Akteuren auf den Biomärkten gelingt, verwandte Produktkennzeichnungen wie regionale oder fair gehandelte Lebensmittel als zusätzliche Aufwertung für Bioprodukte zu gewinnen oder ob sich Produkte mit entsprechenden Labels zu konkurrierenden, eigenständigen Marktsegmenten entwickeln werden.

Hinzu kommen politische Rahmenbedingungen, die die zukünftige Marktentwicklung beeinflussen. Der Stellenwert der Unterstützung des Biolandbaus in der EU-Agrarpolitik hat sich in den letzten Jahrzehnten grundlegend gewandelt. Ursprünglich als Mittel zum Zweck des Umweltschutzes und der Reduktion von Produktionsüberschüssen eingeführt, ist die Förderung des Biolandbaus heute ein explizit formuliertes, eigenständiges Ziel. Bislang fällt jedoch die staatliche Unterstützung für Umstellung und Bewirtschaftung nach ökologischen Richtlinien in den einzelnen Mitgliedsstaaten der EU und auch in einzelnen Regionen innerhalb der Mitgliedsstaaten sehr unterschiedlich aus (SANDERS, STOLZE & PADEL 2011). Neben der Höhe und der Ausgestaltung staatlicher Förderungen und gesetzlicher Bestimmungen stellen die Vereinheitlichung der Regelungen innerhalb der EU und die Kontinuität der politischen Entscheidungen somit zentrale Determinanten des Marktwachstums dar.

Darüber hinaus werden Entscheidungen der Anbauverbände, beispielsweise zum Umgang mit gentechnisch veränderten Pflanzen<sup>20</sup> oder zum Einsatz von Pflanzenschutzmitteln in der Biolandwirtschaft, Auswirkungen sowohl auf das Angebot als auch die Nachfrage haben. Erzeuger, Verbände und verarbeitende Unternehmen nehmen durch ihr Verhalten, ihr Engagement und ihre Kooperationsbereitschaft entlang der Wertschöpfungskette für Biolebensmittel somit selbst bedeutenden Einfluss auf die Marktentwicklung. Globalisierte und integrierte Märkte sind zudem in hohem Maß von der Entwicklung auf den Weltmärkten abhängig. So kann auch der deutsche Biomarkt nicht isoliert von den nationalen und internationalen Märkten für konventionelle Lebensmittel betrachtet werden (WÜRRICHAUSEN, LAKNER & IHLE 2012). Neben den Preisen und der globalen Wirtschaftslage wird gerade bei Biolebensmitteln auch die (globale und regionale) Verfügbarkeit von Produktionsmitteln und Rohprodukten eine Rolle spielen (BÖLW 2013: 10). Folglich existiert eine Vielzahl an regionalen und globalen, angebotsseitigen und nachfrageseitigen sowie kurz- und langfristig wirksamen Einflussfaktoren, die Marktprognosen mit Unsicherheiten belegen. Es bleibt somit spannend, die weitere Entwicklung des Biomarktes zu verfolgen und Änderungen im Verbraucherverhalten zu erforschen.

---

<sup>20</sup> Die Verwendung von gentechnisch veränderten Organismen (GVO) ist nach der EG-Öko-Basisverordnung (EU 2007, Absatz 30) zwar prinzipiell verboten. Bei „einem zufälligen und technisch nicht zu vermeidenden Vorhandensein von GVO“ (Absatz 10) darf der GVO-Anteil jedoch in Ausnahmefällen bis zu 0,9 % betragen. In einigen Anbauverbänden wie Demeter oder Naturland sind GVO dagegen vollständig verboten.

## Zusammenfassung

Der Biomarkt ist mit einem Umsatzanteil von rund vier Prozent bislang noch ein kleines Segment im deutschen Lebensmittelmarkt – allerdings eines mit großem Nachfrage- und Wachstumspotential. Um das Angebot an den Kundenbedürfnissen ausrichten und das Wachstumspotential ausschöpfen zu können, ist es für alle Akteure auf dem Biomarkt wichtig, die Determinanten der Nachfrage nach Biolebensmitteln zu kennen und das Verhalten der Biokäufer einschätzen zu können. Doch in der wissenschaftlichen Literatur gibt es hierzu noch kaum Informationen. Der erste Teil der vorliegenden Dissertation (Teil A – Nachfrageanalysen) untersucht deshalb das Verhalten der Verbraucher am Biomarkt und insbesondere ihre Preis- und Ausgaben sensibilität. Es wird erörtert, welche Faktoren die Nachfrage nach Biolebensmitteln beeinflussen, wie sensibel Biokäufer auf Veränderungen von Preisen und Einkommen reagieren, ob es Unterschiede in der Preis sensibilität zwischen verschiedenen Waren- und Konsumentengruppen gibt und inwiefern sich das Kaufverhalten im Zuge der dynamischen Marktentwicklung in den letzten Jahren verändert hat.

Ein hohes Maß an Produktdifferenzierung kennzeichnet viele Märkte der Agrar- und Ernährungswirtschaft, ebenso ein zunehmender Wettbewerb unter dem Einfluss von Globalisierung und Liberalisierung der Agrarmärkte. Umso wichtiger wird es für Unternehmen, ihre Marktanteile auf gesättigten Märkten zu sichern und die Unternehmensumsätze durch differenzierte und innovative Produktkonzepte zu stabilisieren. Produktdifferenzierung, Produktkennzeichnung und Innovationen sind Gegenstand des zweiten Teils der Dissertation (Teil B – Preisanalysen). Ein zentraler Punkt ist es, herauszufinden, wie hoch die von Biolebensmitteln erzielten Preisaufschläge im Vergleich zu anderen Produktkennzeichnungen sind. Darüber hinaus werden der Nutzen von Produktkennzeichnungen für Verbraucher und Anreize für Unternehmen zur Teilnahme an Qualitätssicherungs- und Labellingprogrammen diskutiert.

Die kumulative Dissertation umfasst neun englisch- und deutschsprachige Artikel. Sie gliedert sich in die zwei oben vorgestellten Teile der Nachfrage- und Preisanalysen. Im Rahmen der Nachfrageanalysen werden sowohl die Nachfrage nach einzelnen Warengruppen als auch der gesamte Lebensmittelwarenkorb der Haushalte in Deutschland analysiert, wobei jeweils zwischen konventionellen und Bioprodukten unterschieden wird. Als Datengrundlage dienen zwei Haushaltspanels der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK) für EAN-kodierte und frische Lebensmittel. Die Datenbasis ist in ihrer Größe und ihrem Informationsgehalt einzigartig, da sie Einkäufe von mehr als 20 000 Haushalten über den Zeitraum von 2004 bis 2008 abbildet. Vergleichende Schätzungen von Einzelgleichungen und Nachfragesystemen (darunter AIDS und LES) liefern detaillierte Ergebnisse zu Eigenpreis-, Kreuzpreis- und Ausgabenelastizitäten. Dabei werden auch wichtige, für die jeweilige Warengruppe relevante Besonderheiten in Bezug auf die Schätzmethodik identifiziert und in den Modellspezifikationen berücksichtigt. Speziell für die Nachfrageanalyse bei Bioprodukten haben sich hier die Berücksichtigung von Gewohnheitsverhalten, die Korrektur um Verzerrungen durch Nullbeobachtungen, die Beachtung der Heterogenität von Produkten und Haushalten sowie die explizite Modellierung von Preis- und Ausgabenendogenität als zentrale Aspekte mit bedeutsamen Einfluss auf die Höhe der ermittelten Elastizitäten herauskristallisiert.

Die Ergebnisse unterstreichen: Preise, Einkommen und Gewohnheitsverhalten sind zentrale Determinanten der Nachfrage nach Biolebensmitteln. Soziodemografische Merkmale der Haushalte leisten nur einen vergleichsweise geringen Erklärungsbeitrag. Die Stärke der Einflussgrößen auf die Nachfrage wird mittels Elastizitäten quantifiziert. Die Ausgabenelastizitäten für Biolebensmittel sind in der Regel größer als Eins. Während bisherige Arbeiten aus den USA zu dem Ergebnis kamen, dass die Nachfrage nach Bioprodukten deutlich preiselastischer ist als die Nachfrage nach konventionellen Lebensmitteln, zeichnen die hier vorgestellten Analysen ein differenzierteres Bild. In Warengruppen, in denen Biolebensmittel nur einen geringen Marktanteil auf sich vereinen und Nischenprodukte darstellen, reagieren auch die deutschen Verbraucher sehr preissensibel. In Warengruppen wie Milch oder Frischgemüse, in denen sich Bioprodukte bereits etabliert haben, liegt die Preiselastizität der Nachfrage nach der Biovariante dagegen im unelastischen Bereich und nähert sich der Preiselastizität der Nachfrage nach der konventionellen Variante an.

Zudem lassen sich Unterschiede in den berechneten Preiselastizitäten zwischen verschiedenen Käufergruppen erkennen. Das Beispiel Biomilch zeigt, dass Selten- und Gelegenheitskäufer von Biolebensmitteln deutlich stärker auf Preisänderungen reagieren als Vielkäufer. Es scheint folglich verschiedene Gruppen von Biokäufern zu geben, die sehr unterschiedlich preissensibel nachfragen: eine Gruppe von „Überzeugungskäufern“, die wenig auf den Preis achtet, und eine Gruppe von „Wechselkäufern“, die je nach Verfügbarkeit, Preis oder Verwendungszweck zwischen ökologischen und konventionellen Produkten wählt. Separate Schätzungen für einzelne Jahre belegen, dass die Preissensibilität der Konsumenten bei Bioprodukten im Zeitablauf abnimmt und die Ausgabenelastizitäten steigen. Das Verbraucherverhalten befindet sich offensichtlich im Wandel, und der Biomarkt entwickelt sich zu einem „reifen Markt“.

Aus methodischer Sicht kristallisieren sich in den Nachfrageanalysen verschiedene Einflussgrößen auf Preis- und Ausgabenelastizitäten von Biolebensmitteln heraus. Neben der Datengrundlage, dem Untersuchungsland und dem Untersuchungszeitraum sind vor allem Unterschiede in der Marktstruktur und -größe, in der Erhältlichkeit und der angebotenen Produktvielfalt sowie Aspekte der Modellspezifikation von Bedeutung für die Elastizitätsschätzungen. Die Analysen offenbaren einige grundlegende Muster: Die Nichtbeachtung von gewohnheitsmäßigem Verhalten, eine fehlende Korrektur der Preise um Qualitätsaspekte sowie die Vernachlässigung der potentiellen Endogenität von Preisen und Ausgaben führen tendenziell zu einer Unterschätzung der Preiselastizität der Nachfrage.

Im Rahmen der Preisanalysen werden Anreize für Unternehmen zur Teilnahme an Labelling- und Qualitätssicherungsprogrammen identifiziert und quantifiziert. Die Analysen gehen über klassische hedonische Preisanalysen hinaus, indem angebots- von nachfrageseitige Preiseinflüsse so weit wie möglich unterschieden und Einkaufsstätten spezifische Preisaufläge ermittelt werden. Voraussetzung für Wohlstandsgewinne der Unternehmen durch Labelling ist, dass gekennzeichnete Produkte am Markt Preisaufläge erzielen. Die Ergebnisse bestätigen, dass dies für die Mehrzahl der Produktkennzeichnungen zutrifft. Zudem offenbart ein Vergleich der Preisaufläge verschiedener Labels eine logische, an den Grenzkosten der Programmteilnahme orientierte Reihenfolge: Am Beispiel des Käsemarktes wird gezeigt, dass das Biosiegel die höchsten Preisaufläge erzielt, gefolgt von Markenprodukten, Auszeichnungen unabhängiger Testinstitute und geschützten geografischen Herkunftszeichen. In Super- und Verbrauchermärkten erzielen Bioprodukte höhere Preisaufläge als in Discountern, in denen die Produkte in hohem Maße von Economies of Scale profitieren.

Darüber hinaus werden Determinanten des Erfolgs von Produktinnovationen herausgearbeitet. Grundlage der Analysen bilden hier Scannerdaten des Handelspanels der Madakom GmbH, die um Produktinformationen aus anderen Datenquellen erweitert wurden. Die Analyse zeichnet sich in methodischer Hinsicht vor allem durch die simultane Schätzung von Preis-, Absatz- und Umsatzgleichungen aus, wodurch der Erfolg neuer Produkte mehrdimensional gemessen wird. Ergebnisse am Beispiel des Joghurtmarktes unterstreichen, dass vor allem ein hoher Neuheitsgrad von entscheidender Bedeutung für erfolgreiche Produkteinführungen ist. Gleichzeitig ist eine Orientierung der Produkteigenschaften wie Fettgehalt, Geschmacksrichtung und Packungsgröße an den aktuellen Verbraucherpräferenzen wichtig. Interessanterweise ist es weniger der in hedonischen Analysen oft hervorgehobene Preisauflage durch die Produktdifferenzierung, der Innovationen besonders erfolgreich macht. Vielmehr erweisen sich die absatzsteigernden Effekte der Innovationsdeterminanten als noch bedeutsamer für den Innovationserfolg.

Die Berücksichtigung von Größeneffekten ist folglich für die Beurteilung des Erfolgs von Labelling- oder Innovationsinitiativen von großer Bedeutung. Von einer erfolgreichen Qualitätssicherungs-, Labelling- bzw. Innovationsstrategie kann nur gesprochen werden, wenn ein Preisauflage in einem ausreichend großen bzw. wachsenden Marktsegment realisiert wird. Die Kombination von vergleichsweise hohen Preisauflagen und einem stetigen Marktwachstum unterstreicht, dass es sich beim Biomarkt auch aus Anbietersicht um einen attraktiven Markt handelt.

## Summary

With a market share of four percent the organic foods segment in Germany still represents a small segment of the overall food market; yet one of considerable demand and growth potential. In order to exploit this growth potential and to meet consumer preferences, more profound knowledge of the determinants of demand for organic foods and related consumer behaviour is essential. However, research on the organic market segment and particularly estimates of demand elasticities for organic foods in Germany are lacking. The focus of the first part of this thesis is to address this gap in the literature by asking questions such as: Which factors affect the demand for organic products? How do organic consumers react to changes in prices and income and how far has consumer behaviour changed in the course of market growth? Does price responsiveness and purchasing behaviour differ between product and consumer groups?

High degrees of product differentiation are characteristic for many markets of processed foods, as is an increasing degree of retail competition due to factors such as the globalization and liberalization of agricultural product markets. To remain competitive, producers are pressured to secure market shares and thus sectoral income on unregulated food markets through continuous product differentiation and/or successful introduction of product innovations. Economic dimensions of product differentiation, labelling and innovation are the focus of the second part of this thesis. Apart from organic labelling, other forms of product labelling are investigated in order to gain insights and compare magnitudes of price premiums for organic products with those of other food labels.

This cumulative Ph.D. dissertation consists of nine journal articles in German and English language, the majority of which analyses the German market for organic foods. The thesis is structured into two parts or methodological research areas: demand and price analyses. Within the scope of demand analyses (part A), six articles investigate both the demand for individual groups of organic and conventional foods as well as for a whole basket of food products. The analyses are based on two sets of panel data provided by the German “Gesellschaft für Konsumforschung” (GfK), a consumer research organization that comprises grocery purchase information together with socio-demographic characteristics of the purchasing households. The underlying panel is a unique dataset tracking grocery purchases of more than 20,000 German households over the period 2004 to 2008. Comparative estimations of single, linear demand models and demand systems (e.g. AIDS) provide detailed estimates of product-level demand elasticities. The analyses account for various methodological issues that typically arise in the application of demand systems, such as the heterogeneity of household socio-demographics, heterogeneity in product quality, as well as dynamics of food demand, censoring and potential endogeneity of prices and expenditures.

Results confirm that prices, household income, and habit formation are among the driving factors of organic food demand in Germany. While previous demand studies for organic foods, mainly conducted in the USA, found demand to be highly elastic, the results of this thesis suggest a need for a more differentiated view of consumer behaviour. Elastic demand elasticities for organic products with small shares in the German market, niche goods like frozen vegetables, confirm prior studies. In contrast, the analyses reveal inelastic demand elasticities for organic products that are well-established in the German food market. Cases in point are the demand for organic milk and organic fresh produce, which appear to be inelastic. The former is even more inelastic than its conventional counterpart. Hence, the thesis finds evidence of differences in market structure, consumer preferences and especially the degree of product differentiation between Germany and the USA that induce differential consumer responses to price signals.

Furthermore, the degree of price responsiveness differs significantly between consumer groups. The example of milk shows that occasional buyers are considerably more price sensitive than committed buyers of organic milk. This finding underlines the importance of considering different consumer segments when taking marketing decisions or predicting future market development based on elasticity estimates.

The results of demand models for distinct time periods further reveal that the price responsiveness of organic consumers declined over time, while expenditure elasticities increased. Consumer behaviour towards organic foods has been in flux, showing signs of a maturing market with an overall declining consumer price sensitivity.

From a methodological point of view, the analyses identify several key factors that determine the magnitudes of price and expenditure elasticities. Apart from the underlying data, time period, country, market structure and size, especially the degree of product differentiation and the choice of model specification significantly influence the magnitude of elasticity estimates. In this context, disregarding habit formation, failure to consider heterogeneity in product quality and neglecting the potential endogeneity of prices and income tend to result in an underestimation of the absolute values of price elasticities.

Within the scope of price analyses (part B), the thesis explores factors that affect processors' participation in food labelling schemes. The articles go beyond previous hedonic studies in two important aspects: First, the analyses consider producer costs in order to distinguish their price impact from that of consumer valuation. Second, the analyses explicitly consider differences in price premiums for product characteristics across retail formats.

Empirical analyses are combined with theoretical considerations on the participation of agribusiness firms in quality assurance and food labelling schemes. Positive price premiums are a precondition for welfare gains. Whether program participation and quality assurance pays for agribusiness firms also depends on governmental regulation and the rules of third-party certification. Empirical results confirm the existence of positive price premiums for the majority of food labels. The magnitude of price premiums for different labels is a function of their marginal costs: The example of the German cheese market shows that the organic label achieves the highest price premium, followed by branded products, awards by product test organizations, and geographical indications. Organic products typically yield higher price premiums in super- and hypermarket compared to discount stores, where products can benefit from economies of scale.

The thesis also contributes to a better understanding of determinants of success and failure of food product innovations. The success of innovations is measured by regressing explanatory variables of product, retailer and producer characteristics on price, sales and turnover simultaneously. The analysis employs Madakom retail scanner data, augmented by information on product characteristics. A case study of the German yoghurt market suggests that the degree of novelty is a major determinant of the success of an innovation. Product characteristics like fat content, packaging size and flavour that meet actual consumer preferences also boost innovation success. Price premiums for innovations, often stressed in hedonic analyses, appear to play a minor role. It is more important to realize a sufficient market share to establish a successful new product.

The role of market size also extends to differentiated and labelled products. A quality assurance, labelling or innovation strategy can only be regarded as successful if price premiums are observed in a market that is sufficiently large and/or growing. The combination of relatively high price premiums and a sustainable market growth suggests that the German market for organic foods provides an attractive and promising environment for both manufacturers and retailers.

## Literaturverzeichnis

- ABRAMS, K.M., MEYERS, C.A. und T.A. IRANI (2010): Naturally confused: consumers' perceptions of all-natural and organic pork products. *Agriculture and Human Values* **27** (3), 365-374.
- AKERLOF, G. (1970): The Market for 'Lemons': Quality Uncertainty, and the Market Mechanism. *Quarterly Journal of Economics* **84** (3), 488-500.
- ALBERSMEIER, F., SCHULZE, H. und A. SPILLER (2010): System Dynamics in Food Quality Certifications: Development of an Audit Integrity System. *International Journal on Food System Dynamics* **1** (1), 69-81.
- ALVIOLA, P.A. und O. CAPPS, JR. (2010): Household Demand Analysis of Organic and Conventional Fluid Milk in the United States Based on the 2004 Nielsen Homescan Panel. *Agribusiness* **26** (3), 369-388.
- ALVIOLA, P.A., CAPPS, O. JR. und X. WU (2010): Micro-Demand Systems Analysis of Non-Alcoholic Beverages in the United States: An Application of Econometric Techniques Dealing with Censoring. Beitrag auf der gemeinsamen Jahrestagung der AAEA, CAES und WAEA, 25.-27. Juli 2010, Denver, Colorado.
- AMEMIYA, T. (1974): Multivariate Regression and Simultaneous Equation Models when the Dependent Variables Are Truncated Normal. *Econometrica* **42** (6), 999-1012.
- ANDERS, S. und A. MÖSER (2008): Assessing the demand for value-based organic meats in Canada: a combined retail and household scanner-data approach. *International Journal of Consumer Studies* **32** (5), 457-469.
- ASSOBIO Associazione nazionale delle imprese di trasformazione e distribuzione di prodotti biologici [Italienischer Bio-Herstellerverband] (2011): Bio-Betrug in Italien: Neue Fakten. URL: [http://www.bio-markt.info/web/Aktuelle\\_Kurzmeldungen/Lebensmittelqualitaet/Bio-Betrug/15/27/0/11527.html](http://www.bio-markt.info/web/Aktuelle_Kurzmeldungen/Lebensmittelqualitaet/Bio-Betrug/15/27/0/11527.html) (11. September 2013).
- BACHL, T., ADLWARTH, W., CLAASSEN, A. und D. DREISBACH (2010): Preisoptimierung im deutschen Lebensmitteleinzelhandel. Von einer wettbewerbs- zur kundenorientierten Preisfindung. Eine Gemeinschaftsstudie von SAP Deutschland und GfK Panel Services Deutschland (Hrsg.). URL: [http://www.gruenderlexikon.de/magazin/preisoptimierung\\_im\\_deutschen\\_lebensmittelhandel.pdf](http://www.gruenderlexikon.de/magazin/preisoptimierung_im_deutschen_lebensmittelhandel.pdf) (21. August 2013).
- BALZ, M. (2008): Branchen im Blickpunkt: Die ökologische Lebensmittelwirtschaft. *ifo Schnelldienst* **61** (9), 23-28.
- BANKS, J., BLUNDELL, R. und A. LEWBEL (1997): Quadratic Engel Curves and Consumer Demand. *The Review of Economics and Statistics* **79** (4), 527-539.
- BAUHAUS, J., BECKER, T., CHRISTEN, O., DABBERT, S., EBERLE, U., GAULY, M., HANSEN, U., HEISSENHUBER, A., HESS, J., ISERMAYER, F., JUNGERMANN, H., KIRSCHKE, D., LATA CZ-LOHMANN, U., LEONHÄUSER, I.-U., MICKLITZ, H.-W., OEHLER, A., OTTE, A., PIORKOWSKY, M.-B., PLOEGER, A., QAIM, M., REISCH, L., SCHMITZ, P.M., SPILLER, A., STADLER, A., STRÜNCK, C., SUNDRUM, A. und P. WEINGARTEN (2012): Politikstrategie Food Labelling. Gemeinsame Stellungnahme der Wissenschaftlichen Beiräte für Verbraucher- und Ernährungspolitik sowie Agrarpolitik beim BMELV. *Berichte über Landwirtschaft* **90** (1), 35-69.

BLE Bundesanstalt für Landwirtschaft und Ernährung:

- (2013a): Quartalsbericht zur Nutzung des Biosiegels, September 2013. Referat-521, Informationsstelle Bio-Siegel. Bonn. URL: <http://www.bio-siegel.de/service/uebersicht/monatsberichte/> (11. Oktober 2013).
- (2013b): Bundesprogramm Ökologischer Landbau und andere Formen nachhaltiger Landwirtschaft. Projektliste Forschungs- und Entwicklungsvorhaben. URL: <http://www.bundesprogramm.de/forschungsmanagement/projektliste/> (11. September 2013).

BLUNDELL, R. und J.-M. ROBIN (2000): Latent Separability: Grouping Goods without Weak Separability. *Econometrica* **68** (1), 53-84.

BMAS Bundesministerium für Arbeit und Soziales (2013): Lebenslagen in Deutschland. Der vierte Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung. Bonn. URL: <http://www.bmas.de/SharedDocs/Downloads/DE/PDF-Publikationen-DinA4/a334-4-armuts-reichtumsbericht2013.pdf> (2. September 2013).

BMBF Bundesministerium für Bildung und Forschung, IVV Fraunhofer Institut für Verfahrenstechnik und Verpackung und WZW Technische Universität München Wissenschaftszentrum Weihenstephan (2010): Studie zum Innovationssektor Lebensmittel und Ernährung. Freising und Berlin. URL: [http://www.bmbf.de/pubRD/studie\\_ernaerungsforschung.pdf](http://www.bmbf.de/pubRD/studie_ernaerungsforschung.pdf) (2. September 2013).

BMELV Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz

- (2012a): Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten 2012. Jg. 56. Landwirtschaftsverlag Münster-Hiltrup, Münster.
- (2012b): Verbraucherpolitischer Bericht der Bundesregierung 2012. Berlin. URL: <http://www.bmelv.de/SharedDocs/Downloads/Broschueren/VerbraucherpolitischerBericht2012.pdf> (2. September 2013).
- (2013a): Ökobarometer 2013. Repräsentative Bevölkerungsbefragung im Auftrag des BMELV. Berlin. URL: [http://www.bmelv.de/SharedDocs/Downloads/Ernaehrung/Oekobarometer\\_2013.pdf](http://www.bmelv.de/SharedDocs/Downloads/Ernaehrung/Oekobarometer_2013.pdf) (2. September 2013).
- (2013b): „Regionalfenster“ für Lebensmittel sorgt ab 2014 bundesweit für mehr Transparenz. Pressemitteilung Nr. 257 vom 11. September 2013. URL: [http://www.regionalfenster.de/fileadmin/regionalfenster/documents/bmelv\\_pm\\_regionalfenster\\_130911.pdf](http://www.regionalfenster.de/fileadmin/regionalfenster/documents/bmelv_pm_regionalfenster_130911.pdf) (12. September 2013).

BMI Bundesministerium des Innern (2010): Migrationsbericht des Bundesamtes für Migration und Flüchtlinge im Auftrag der Bundesregierung 2010. Berlin. URL: <http://www.bamf.de/SharedDocs/Anlagen/DE/Publikationen/Migrationsberichte/migrationsbericht-2010.pdf> (4. September 2013).

BÖLW Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft e.V. (Hrsg.)

- (2012): Zahlen, Daten, Fakten: Die Bio-Branche 2012. Berlin. URL: [http://www.boelw.de/uploads/pics/ZDF/ZDF\\_Endversion\\_120110.pdf](http://www.boelw.de/uploads/pics/ZDF/ZDF_Endversion_120110.pdf) (2. September 2013).
- (2013): Zahlen, Daten, Fakten: Die Bio-Branche 2013. Berlin. URL: [http://www.boelw.de/uploads/media/pdf/Dokumentation/Zahlen\\_\\_Daten\\_\\_Fakten/ZDF\\_2013\\_Endversion\\_01.pdf](http://www.boelw.de/uploads/media/pdf/Dokumentation/Zahlen__Daten__Fakten/ZDF_2013_Endversion_01.pdf) (2. September 2013).

BRUHN, M. (2003): Verbrauchereinstellungen zu Bioprodukten: Der Einfluss der BSE-Krise 2000/2001. Arbeitsbericht Nr. 20, Institut für Agrarökonomie, Christian-Albrechts-Universität zu Kiel.

- BRUSCHI, V., TEUBER, R., SHERESHEVA, M., DOLGOPOLOVA, I. und M. CANAVARI (2013): Die Wahrnehmung von Bio-Lebensmitteln durch russische Verbraucher. *IAMO Jahresszahl* **15**, 63-71.
- BUDER, F. (2011): Das Kaufverhalten bei Öko-Lebensmitteln. Kausalanalytische Untersuchung der Determinanten der Nachfrage nach ökologisch erzeugten Lebensmitteln. Schriftenreihe Studien zum Konsumentenverhalten, Bd. 37. Verlag Dr. Kovač, Hamburg.
- BUNDESREGIERUNG DER BRD (2012): Nationale Nachhaltigkeitsstrategie. Fortschrittsbericht 2012. URL: <http://www.bundesregierung.de/Content/DE/Publikation/Bestellservice/2012-05-08-fortschrittsbericht-2012.pdf> (11. Oktober 2013).
- BUNTE, F., VAN GALEN, M., KUIPER, E. und J. BAKKER (2007): Limits to Growth in Organic Sales. Price Elasticity of Consumer Demand for Organic Food in Dutch Supermarkets. LEI, Report 7.06.20. Den Haag.
- BURZIG, J. und R. HERRMANN (2012): Food expenditure patterns of the generation 50+: an Engel-curve analysis for Germany. *British Food Journal* **114** (10), 1380-1393.
- BUZBY, J.C. und J.R. SKEES (1994): Consumers Want Reduced Exposure to Pesticides on Food – Charting the Costs of Food Safety. *Food Review* **17** (2), 19-22.
- CAPPS, O.J. und J.J. HAVLICEK (1987): Concepts of Consumer Demand Theory. In: RAUNIKAR, R. und C.-L. HUANG (Hrsg.): Food Demand Analysis. Problems, issues, and empirical evidence. Iowa State University Press, Ames, 3-32.
- CHANG, C.-H., HOOKER, N.H., JONES, E. und A. SAM (2011): Organic and Conventional Milk Purchase Behaviors in Central Ohio. *Agribusiness* **27** (3), 311-326.
- CHANG, J.B., LUSK, J.L. und F.B. NORWOOD (2010): The Price of Happy Hens: A Hedonic Analysis of Retail Egg Prices. *Journal of Agricultural and Resource Economics* **35** (3), 406-423.
- CHOI, H.-J. und M. WOHLGENANT (2010): The Welfare Effect of Organic Milk. Beitrag auf der gemeinsamen Jahrestagung der AAEE, CAES und WAEA, 25.-27. Juli 2010, Denver, Colorado.
- CICIA, G., DEL GUIDICE, T. und R. SCARPA (2002): Consumers' perception of quality in organic food. A random utility model under preference heterogeneity and choice correlation from rank-orderings. *British Food Journal* **104** (3/4/5), 200-213.
- COSTANIGRO, M. und J.J. MCCLUSKEY (2011): Hedonic price analysis in food markets. In: LUSK, J.L., ROOSEN, J. und J.F. SHOGREN (Hrsg.): The Oxford Handbook of the Economics of Food Consumption and Policy. Oxford University Press, New York, 152-180.
- COX, T.L. und M. WOHLGENANT (1986): Price and Quality Effects in Cross-Sectional Demand Analysis. *American Journal of Agricultural Economics* **68** (4), 908-919.
- DEATON, A. (1988): Quality, Quantity, and Spatial Variation of Price. *The American Economic Review* **78** (3), 418-430.
- DEATON, A. und J. MUELLBAUER (1980): An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review* **70** (3), 312-326.

- DEATON, A. und J. MUELLBAUER (2009): Economics and consumer behaviour. 24. Auflage, Cambridge University Press, New York.
- DETER, A. (2013): China: 3,50 Euro für einen Liter bayerische Milch. *Top agrar online*, 16. September 2013. URL: <http://www.topagrar.com/news/Rind-Rindernews-China-3-50-Euro-fuer-einen-Liter-bayerische-Milch-1246082.html> (16. September 2013).
- DETTMANN, R. und C. DIMITRI (2010): Who's Buying Organic Vegetables? Demographic Characteristics of U.S. Consumers. *Journal of Food Products Marketing* **16** (1), 79-91.
- DHAR, T., CHAVAS, J.P. und B.W. GOULD (2003): An Empirical Assessment of Endogeneity Issues in Demand Analysis for Differentiated Products. *American Journal of Agricultural Economics* **85** (3), 605-617.
- DHAR, T. und J.D. FOLTZ (2005): Milk by Any Other Name... Consumer Benefits from Labeled Milk. *American Journal of Agricultural Economics* **87** (1), 214-218.
- DIMITRI, C. und L. OBERHOLTZER (2009): Marketing U.S. Organic Foods: Recent Trends From Farms to Consumers. Economic Information Bulletin Nr. 58, U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service, Washington, D.C. URL: [http://www.ers.usda.gov/media/185272/eib58\\_1\\_.pdf](http://www.ers.usda.gov/media/185272/eib58_1_.pdf) (2. September 2013).
- DOANE, D. (2001): Taking Flight: The Rapid Growth of Ethical Consumerism. New Economics Foundation, London.
- EDGERTON, D.L. (1997): Weak Separability and the Estimation of Elasticities in Multistage Demand Systems. *American Journal of Agricultural Economics* **79** (1), 62-79.
- ESTES, E.A. und V.K. SMITH (1996): Price, Quality, and Pesticide Related Health Risk Considerations in Fruit and Vegetable Purchases: An Hedonic Analysis of Tucson, Arizona Supermarkets. *Journal of Food Distribution Research* **27** (3), 59-76.
- EUROPÄISCHE KOMMISSION
- (2010): An analysis of the EU organic sector. Bericht der Direktion für Landwirtschaft und ländliche Entwicklung. Brüssel. URL: [http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/more-reports/pdf/organic\\_2010\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/more-reports/pdf/organic_2010_en.pdf) (08. Oktober 2013).
  - (2012a): DOOR Datenbank. Direktion für Landwirtschaft und ländliche Entwicklung. Brüssel. URL: <http://ec.europa.eu/agriculture/quality/door/list.html> (19. Juni 2012).
  - (2012b): U.S. – European Union Organic Equivalence Arrangement. Frequently Asked Questions and Answers. Dokument der Direktion für Landwirtschaft und ländliche Entwicklung. Brüssel. URL: [http://ec.europa.eu/agriculture/organic/files/news/Website\\_FAQs\\_EU-US-equivalence\\_1\\_June\\_2012\\_EN.pdf](http://ec.europa.eu/agriculture/organic/files/news/Website_FAQs_EU-US-equivalence_1_June_2012_EN.pdf) (14. Oktober 2013).
  - (2013a): Politische Einigung über eine Neuausrichtung der Gemeinsamen Agrarpolitik. Pressemitteilung IP/13/613 vom 26. Juni 2013. Brüssel. URL: [http://europa.eu/rapid/press-release\\_IP-13-613\\_de.htm](http://europa.eu/rapid/press-release_IP-13-613_de.htm) (9. September 2013).
  - (2013b): Report on the Results of Public Consultation on the Review of the EU Policy on Organic Agriculture Conducted by the Directorate General for Agriculture and Rural Development (15 January – 10 April 2013). Bericht der Direktion für Landwirtschaft und ländliche Entwicklung. Brüssel. URL: [http://ec.europa.eu/agriculture/organic/files/eu-policy/of\\_public\\_consultation\\_final\\_report\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/agriculture/organic/files/eu-policy/of_public_consultation_final_report_en.pdf) (14. Oktober 2013).

- EU Europäische Union (2007): Amtsblatt der Europäischen Union. Verordnung (EG) Nr. 834/2007 (VO 834/07) des Rates vom 28. Juni 2007 über die ökologische/ biologische Produktion und Kennzeichnung von ökologischen/ biologischen Erzeugnissen und zur Aufhebung der Verordnung (EWG) Nr. 2092/91. Luxemburg.
- FAN, S., WAILES, E.J. und G.L. CRAMER (1995): Household Demand in Rural China: A Two-Stage LES-AIDS Model. *American Journal of Agricultural Economics* **77** (1), 54-62.
- FOURMOUZI, V., GENIUS, M. und P. MIDMORE (2012): The Demand for Organic and Conventional Produce in London, UK: A System Approach. *Journal of Agricultural Economics* **63** (3), 677-693.
- FRYKBLUM, P. (1997): Hypothetical Question Models and Real Willingness to Pay. *Journal of Environmental Economics and Management* **34** (3), 275-287.
- GAY, S.H. und F. OFFERMANN (2006): Comparing support for organic and conventional farming in the European Union using an adjusted Producer Support Estimate. *European Review of Agricultural Economics* **33** (1), 31-48.
- GIL, J.M., GRACIA, A. und M. SÁNCHEZ (2000): Market segmentation and willingness to pay for organic products in Spain. *International Food and Agribusiness Management Review* **3** (2), 207-226.
- GLASER, K. und G.D. THOMPSON
- (1999): Demand for Organic and Conventional Frozen Vegetables. Beitrag auf der Jahrestagung der AAEA, 8.-11. August 1999, Nashville, Tennessee.
  - (2000): Demand for Organic and Conventional Beverage Milk. Beitrag auf der Jahrestagung der WAEA, 29. Juni -1. Juli 2000, Vancouver, British Columbia.
- GOLAN, E., KUCHLER, F. und L. MITCHELL (2001): Economics of Food Labeling. *Journal of Consumer Policy* **24** (2), 117-184.
- GOLDMAN, B.J. und K.L. CLANCY (1991): A survey of organic produce purchases and related attitudes of food cooperative shoppers. *American Journal of Alternative Agriculture* **6** (2), 89-96.
- GOVINDASAMY, R. und J. ITALIA (1999): Predicting Willingness-to-Pay a Premium for Organically Grown Fresh Produce. *Journal of Food Distribution Research* **30** (2), 44-53.
- GRINGS, M. (1993): Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Ost- und Westdeutschland. Vergleichende Analyse auf Grundlage eines ökonometrischen Modells. Habilitationsschrift an der Georg-August-Universität Göttingen, Mai 1993.
- HAGNER, C. (1997): Akzeptanz und wohlfahrtsökonomische Analyse von Extensivierungspolitiken in Deutschland – unter besonderer Berücksichtigung des ökologischen Landbaus. Schriften des Zentrums für regionale Entwicklungsforschung der Justus-Liebig-Universität Gießen, Bd. 70. Lit Verlag Münster-Hamburg, Münster.
- HÄRING, A.M., VAIRO, D., DABBERT, S. und R. ZANOLI (2009): Organic farming policy development in the EU: What can multi-stakeholder processes contribute? *Food Policy* **34** (3), 265-272.
- HAMM, U. (1997): Staatliche Förderung des ökologischen Landbaus – Absatzförderung statt Flächenprämien. In: NIEBERG, H. (Hrsg.): Ökologischer Landbau: Entwicklung, Wirtschaftlichkeit, Marktchancen und Umweltrelevanz. *Landbauforschung Völkenrode*, Sonderheft 175, 258-265.

- HARTMAN GROUP (2006): Organic 2006: Consumer Attitudes & Behaviour, Five Years Later & Into the Future. Hartman Group, Inc. Bellevue, WA.
- HARTMAN und NEW HOPE (1997): The evolving organic marketplace. Hartman and New Hope Industry Series Report. Washington, D.C.
- HEIEN, D. und C. WESSELLS (1990): Demand System Estimation with Microdata: A Censored Regression Approach. *Journal of Business and Economic Statistics* **8** (3), 365-371.
- HEINRICH, B., WÜRRIEHAUSEN, N., HERNÁNDEZ VILLAFUERTE, K., LAKNER, S. und S. VON CRAMON-TAUBADEL (2013): Ökologische Landwirtschaft als ein Baustein zur Sicherung der Welternährung? Eine kritische Bestandsaufnahme und ökonometrische Analyse. In: EDMUND REHWINKEL STIFTUNG (Hrsg.): Sicherung der Welternährung bei knappen Ressourcen. Schriftenreihe der Rentenbank, Bd. 29, 137-177.
- HERRMANN, R. und R. SCHRÖCK
- (2011a): Wie reagieren die Käufer von Biolebensmitteln auf Preisänderungen? Zur Bedeutung von Intensiv- und Gelegenheitskäufern. *Ernährungsumschau* **58** (11), 614-619.
  - (2011b): Determinanten des Innovationserfolgs: Eine Analyse mit Scannerdaten für den deutschen Joghurtmarkt. *German Journal of Agricultural Economics* **60** (3), 170-185.
  - (2012): Unternehmerische Anreize zur Teilnahme an Labelling- und Qualitätssicherungsprogrammen auf heterogenen Lebensmittelmärkten. *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung des DIW Berlin* **81** (4), 123-145.
- HILL, H. und F. LYNCHHAUN (2002): Organic milk: attitudes and consumption patterns. *British Food Journal* **104** (7), 526-542.
- HJELMAR, U. (2011): Consumers' purchase of organic food products. A matter of convenience and reflexive practices. *Appetite* **56** (2), 336-344.
- HOCH, S.J., KIM, B., MONTGOMERY, A.L. und P.E. ROSSI (1995): Determinants of Store-Level Price Elasticity. *Journal of Marketing Research* **32** (1), 17-29.
- HOFFMANN, C. (2003): Die Nachfrage nach Nahrungs- und Genussmitteln privater Haushalte vor dem Hintergrund zukünftiger Rahmenbedingungen. Studien zur Haushaltsökonomie, Bd. 28. Peter Lang, Frankfurt a.M.
- HSIEH, M.-F., MITCHELL, P.D. und K.W. STIEGERT (2009): Potato Demand in an Increasingly Organic Marketplace. *Agribusiness* **25** (3), 369-394.
- HUANG, C.L. (1996): Consumer preferences and attitudes toward organically grown produce. *European Review of Agricultural Economics* **23** (3), 331-342.
- HUANG, C.L. und B.-H. LIN (2007): A Hedonic Analysis of Fresh Tomato Prices among Regional Markets. *Review of Agricultural Economics* **29** (4), 783-800.
- HUANG, K.S. und B.-H. LIN (2000): Estimation of Food Demand and Nutrient Elasticities from Household Survey Data. Technical Bulletin Nr. 1887, U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service, Washington, D.C. URL: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/33579/1/tb001887.pdf> (16. Oktober 2013).

- HUGHNER, R.S., MCDONAGH, P., PROTHERO, A., CLIFFORD, J.S. und J. STANTON (2007): Who are organic food consumers? A compilation and review of why people purchase organic food. *Journal of Consumer Behaviour* **6** (2/3), 94-110.
- HWANG, M.I. und J.W. LIN (1999): Information dimension, information overload and decision quality. *Journal of Information Science* **25** (3), 213-218.
- JAHN, G., SCHRAMM, M. und A. SPILLER (2005): The Reliability of Certification: Quality Labels as a Consumer Policy Tool. *Journal of Consumer Policy* **28** (1), 53-73.
- JANSSEN, M. (2011): Labelling schemes for organic food: Consumer attitudes, preferences and willingness-to-pay in six European countries. Dissertation an der Universität Kassel, Fachbereich Ökologische Agrarwissenschaften, Oktober 2011. URL: <http://kobra.bibliothek.uni-kassel.de/bitstream/urn:nbn:de:hebis:34-2011121239927/6/DissertationMeikeJanssen.pdf> (14. Oktober 2013).
- JEVONS, W.S. (1871): *The Theory of Political Economy*. 3. Auflage. Macmillan & Co., London.
- JONAS, A. (2005): Vermarktung ökologischer Produkte über den Lebensmitteleinzelhandel. Eine empirische Analyse der Hersteller-Händler-Beziehung und der Nachfrage nach Milch. Cuvillier Verlag, Göttingen.
- JONAS, A. und J. ROOSEN (2008): Demand for Milk Labels in Germany: Organic Milk, Conventional Brands and Retail Labels. *Agribusiness* **24** (2), 192-206.
- KASTERIDIS, P. und S.T. YEN (2012): U.S. Demand for organic and conventional vegetables: a Bayesian censored system approach. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* **56** (3), 405-425.
- KIESEL, K. und S.B. VILLAS-BOAS (2007): Got Organic Milk? Consumer Valuations of Milk Labels after the Implementation of the USDA Organic Seal. *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization* **5** (1), Artikel 4.
- KÖPKE, U. und P.M. KÜPPER (2013): Marktanteile im Segment Bio-Lebensmittel. Folgen und Folgerungen. Rheinische Friedrich-Wilhelms-Universität Bonn, Institut für Organischen Landbau. URL: [http://www.gruene-bundestag.de/fileadmin/media/gruenebundestag\\_de/themen\\_az/agrar/PDF/13-05Studie\\_steigender\\_Bioimport.pdf](http://www.gruene-bundestag.de/fileadmin/media/gruenebundestag_de/themen_az/agrar/PDF/13-05Studie_steigender_Bioimport.pdf) (11. September 2013).
- KOESTER, U. (2010): *Grundzüge der landwirtschaftlichen Marktlehre*. Vierte, überarbeitete und erweiterte Auflage. Verlag Franz Vahlen, München.
- KRAUSE, A. (2001): Die regressionsanalytische Relevanz von Werten beim Ernährungsverhalten. Gießener Schriften zur Agrar- und Ernährungswirtschaft, Bd. 31. DLG-Verlag, Frankfurt a. M.
- KROEBER-RIEL, W., WEINBERG, P. und A. GRÖPPEL-KLEIN (2011): *Konsumentenverhalten*. Neunte, überarbeitete, aktualisierte und ergänzte Auflage. Verlag Franz Vahlen, München.
- KUHNERT, H., BEHRENS, G., HAMM, U., MÜLLER, H., SANDERS, J., NIEBERG, H. und R. STROHM (2013): Dauerhafte Ausweitung des ökologischen Landbaus in Deutschland: Analyse der Ausstiege von Betrieben und Entwicklung eines Konzepts zur nachhaltigen Vermeidung. Schlussbericht des BÖLN Projekts FKZ 08OE117. URL: [www.orgprints.org/22697/](http://www.orgprints.org/22697/) (1. August 2013).

- LAKNER, S. (2010): Effizienzanalyse im ökologischen Landbau – Bestandsaufnahme, empirische Analyse und agrarpolitische Schlussfolgerungen. Dissertation an der Georg-August-Universität Göttingen, Fakultät für Agrarwissenschaften. URL: <http://ediss.uni-goettingen.de/bitstream/handle/11858/00-1735-0000-0006-B04B-2/lakner.pdf> (11. September 2013).
- LANCASTER, K. (1966): A New Approach to Consumer Demand Theory. *Journal of Political Economy* **74** (2), 132-157.
- LEUFKENS, D. und R. SCHRÖCK (2014): Regulierungspolitische Effekte geschützter geografischer Herkunftsangaben der EU in einer dynamischen Perspektive. In: KIRSCHKE, D., BOKELMANN, W., HAGEDORN, K. und S. HÜTTEL (Hrsg.): *Wie viel Markt und wie viel Regulierung braucht eine nachhaltige Agrarentwicklung?* Schriften der GeWiSoLa e.V., Bd. 49. Landwirtschaftsverlag Münster-Hiltrup, Münster (erscheint 2014).
- LI, J., ZEPEDA, L. und W. GOULD (2007): The Demand for Organic Food in the U.S.: An Empirical Assessment. *Journal of Food Distribution Research* **38** (3), 54-68.
- LIN, B.-H., YEN, S.T., HUANG, C.L. und T.A. SMITH (2009): U.S. Demand for Organic and Conventional Fresh Fruits: The Roles of Income and Prices. *Sustainability* **1** (3), 464-478.
- LOUREIRO, M.L. und S.E. HINE (2002): Discovering Niche Markets: A Comparison of Consumer Willingness to Pay for Local (Colorado Grown), Organic and GMO-free Products. *Journal of Agricultural and Applied Economics* **34** (3), 477-487.
- LOUREIRO, M.L., MCCLUSKEY, J.J. und R.C. MITTELHAMMER (2001): Assessing Consumer Preferences for Organic, Eco-labeled, and Regular Apples. *Journal of Agricultural and Resource Economics* **26** (2), 404-416.
- LUSK, J.L. (2010): The Effect of Proposition 2 on the Demand for Eggs in California. *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization* **8** (1), Artikel 3.
- MAGUIRE, K.B., OWENS, N. und N.B. SIMON (2004): The Price Premium for Organic Babyfood: A Hedonic Analysis. *Journal of Agricultural and Resource Economics* **29** (1), 132-149.
- MCEACHERN, M.G. und G. WARNABY (2008): Exploring the relationship between consumer knowledge and purchase behaviour of value-based labels. *International Journal of Consumer Studies* **32** (5), 414-426.
- MICHAELIDOU, N. und L.M. HASSAN (2008): The role of health consciousness, food safety concern and ethical identity on attitudes and intentions towards organic food. *International Journal of Consumer Studies* **32** (2), 163-170.
- MÖSER, A. (2002): Intertemporale Preisbildung im Lebensmitteleinzelhandel – Theorie und empirische Tests. Gießener Schriften zur Agrar- und Ernährungswirtschaft, Bd. 32. DLG-Verlag, Frankfurt a.M.
- MOLKENTIN, J. (2009): Authentication of Organic Milk Using  $\delta^{13}\text{C}$  and the  $\alpha$ -Linolenic Acid Content of Milk Fat. *Journal of Agricultural and Food Chemistry* **57** (3), 785-790.
- MONIER, S., HASSAN, D., NICHÈLE, V. und M. SIMIONI (2009): Organic Food Consumption Patterns. *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization* **7** (2), Artikel 12.

- MORO, D. und P. SCKOKAI (2000): Heterogeneous preferences in household food consumption in Italy. *European Review of Agricultural Economics* **27** (3), 305-323.
- MOSCHINI, G. (1995): Units of Measurement and the Stone Index in Demand System Estimation. *American Journal of Agricultural Economics* **77** (1), 63-68.
- NESTLÉ DEUTSCHLAND AG (Hrsg.) (2011): So is(s)t Deutschland: Ein Spiegel der Gesellschaft. Nestlé Studie 2011. Deutscher Fachverlag, Frankfurt a. M.
- NIEBERG, H., KUHNERT, H. und J. SANDERS (2011): Förderung des ökologischen Landbaus in Deutschland – Stand, Entwicklung und internationale Perspektive. Johann Heinrich von Thünen-Institut (TI) *Landbauforschung*, Sonderheft 347. Zweite, überarbeitete und aktualisierte Auflage, Braunschweig. URL: [http://literatur.vti.bund.de/digbib\\_extern/dn048786.pdf](http://literatur.vti.bund.de/digbib_extern/dn048786.pdf) (14. Oktober 2013).
- NIEHANS, J. (1956): Preistheoretischer Leitfaden für Verkehrswissenschaftler. Schweizerisches Archiv für Verkehrswissenschaft und Verkehrspolitik, Bd. 11, 293-320.
- NIEMANN, C. und T. WARNKEN (2013): Ländervergleich 2012 zu Biogas, Pachtpreisen und Öko-Fläche. In: BÖLW Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft e.V. (Hrsg.): Zahlen, Daten, Fakten: Die Bio-Branche 2013. Berlin, 26-27.
- NIESSEN, J. (2008): Öko-Lebensmittel in Deutschland. Möglichkeiten und Grenzen der Tracking-Forschung auf dem Markt für Öko-Lebensmittel. Analyse von Wellenerhebungen innerhalb eines Verbraucherpanels. Schriftenreihe Studien zum Konsumentenverhalten, Bd. 16. Verlag Dr. Kovač, Hamburg.
- NIU, L. und M. WOHLGENANT (2012): A Censored Demand System Analysis of Fruits and Vegetables by Different Income Groups Using Micro Data. Beitrag auf der Jahrestagung der AAEEA, 12.-14. August 2012, Seattle, WA.
- OBERHOLTZER, L., DIMITRI, C. und C. GREENE (2005): Price Premiums Hold on as U.S. Organic Produce Market Expands. U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service, Electronic Outlook Report VGS-308-01, Mai 2005. Washington, D.C.
- OSTEEN, C., GOTTLIEB, J. und U. VASAVADA (Hrsg.) (2012): Agricultural Resources and Environmental Indicators, 2012 Edition. U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service, Economic Information Bulletin Nr. 98, August 2012. Washington, D.C.
- PARK, J., HOLCOMB, R., RAPER, K. und O. CAPPS, JR. (1996): A Demand System Analysis of Food Commodities by U.S. Households Segmented by Income. *American Journal of Agricultural Economics* **78** (2), 290-300.
- PFEUFFER, P.-M. (2012): Preisbildung und Preisreaktionen im Naturkost Einzelhandel: eine Untersuchung an Biomilchprodukten anhand von Preiselastizitäten, Preisrigiditäten, Preissynchronisation und Preistransmission. Dissertation an der Georg-August-Universität Göttingen, Fakultät für Agrarwissenschaften, März 2012. URL: <http://ediss.uni-goettingen.de/bitstream/handle/11858/00-1735-0000-000D-EF48-E/pfeuffer.pdf> (9. September 2013).
- PIGGOTT, N.E. und V.E. WRIGHT (1992): From Consumer Choice Process to Aggregate Analysis: Marketing Insights for Models of Meat Demand. *Australian Journal of Agricultural Economics* **36** (3), 233-248.

- PLABMANN, S. und U. HAMM (2009): Kaufbarriere Preis? - Analyse von Zahlungsbereitschaft und Kaufverhalten bei Öko-Lebensmitteln. Schlussbericht des Forschungsprojekts FKZ 06OE119 des Bundesprogramms Ökologischer Landbau und andere Formen nachhaltiger Landwirtschaft. URL: <http://orgprints.org/15745/> (22. August 2013).
- POLLAK, R.A. und T.J. WALES
- (1978): Estimation of Complete Demand Systems from Household Budget Data: The Linear and Quadratic Expenditure Systems. *American Economic Review* **68** (3), 348-359.
  - (1992): Demand System Specification and Estimation. Oxford University Press, Oxford und New York.
- POPOVA, K., FREWER, L.J., JONGE, J.D., FISCHER, A. und E.V. KLEEF (2010): Consumer evaluations of food risk management in Russia. *British Food Journal* **112** (9), 934-948.
- PORTUGAL, L. (2002): Methodology for the Measurement of Support and Use in Policy Evaluation. OECD Direktion für Lebensmittel, Landwirtschaft und Fischerei. Paris. URL: <http://www.oecd.org/agriculture/agricultural-policies/1937457.pdf> (1. Oktober 2013).
- RECKE, G. (1995): Sind Nachfragetheorie und Empirie unvereinbar? Ein Beitrag zum Test auf Homogenität und auf Symmetrie. Agrarökonomische Monographien und Sammelwerke. Wissenschaftsverlag Vauk, Kiel.
- RIEFER, A. und U. HAMM (2009): Veränderungen der Konsumintensität von Öko-Lebensmitteln in Haushalten mit Kindern. In: MAYER, J., ALFÖDI, T., LEIBER, F., DUBOIS, D., FRIED, P., HECKENDORN, F., HILLMANN, E., KLOCKE, P., LÜSCHER, A., RIEDEL, S., STOLZE, M., STRASSER, F., VAN DER HEIJDEN, M. und H. WILLER (Hrsg.): Werte - Wege - Wirkungen: Biolandbau im Spannungsfeld zwischen Ernährungssicherung, Markt und Klimawandel. Beiträge zur 10. Wissenschaftstagung Ökologischer Landbau, 11.-13. Februar 2009, Zürich, Bd. 2. Verlag Dr. Köster, Berlin, 324-327.
- RODDY, G., COWAN, C. und G. HUTCHINSON (1996): Consumer Attitudes and Behaviour to Organic Foods in Ireland. *Journal of International Consumer Marketing* **9** (2), 41-63.
- ROSEN, S. (1974): Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy* **82** (1), 34-55.
- RUIZ DE MAYA, S., LÓPEZ-LÓPEZ, I. und J.L. MUNUERA (2011): Organic food consumption in Europe: International segmentation based on value system differences. *Ecological Economics* **70** (10), 1767-1775.
- SANDERS, J., STOLZE, M. und S. PADEL (Hrsg.) (2011): Use and efficiency of public support measures addressing organic farming. Johann Heinrich von Thünen-Institut (TI), Institut für Betriebswirtschaft, Braunschweig. URL: [http://ec.europa.eu/agriculture/external-studies/2012/organic-farming-support/full\\_text\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/agriculture/external-studies/2012/organic-farming-support/full_text_en.pdf) (9. September 2013).
- SCHAACK, D., RAMPOLD, C., WILLER, H. und M. RIPPIN (2012): Organic Imports to Germany. In: WILLER, H. und L. KILCHER (Hrsg.): The World of Organic Agriculture – Statistics and Emerging Trends 2012. FiBL-IFOAM Report, Forschungsinstitut für biologischen Landbau (FiBL) und International Federation of Organic Agriculture (IFOAM). Frick, Schweiz.
- SCHIFFERSTEIN, H.N.J. und P.A.M. OUDE OPHUIS (1998): Health-related determinants of organic food consumption in The Netherlands. *Food Quality and Preference* **9** (3), 119-133.

SCHMID, S. (2004): Der russische Konsument. Lebenswelt, Konsumverhalten, Markenwahrnehmung. OWC Verlag für Außenwirtschaft, Münster u.a.

SCHRÖCK, R.

- (2010a): Determinanten der Nachfrage nach Biomilch in Deutschland: Eine ökonometrische Analyse. *Berichte über Landwirtschaft* **88** (3), 470-501.
- (2010b): Determinants of the Demand for Organic and Conventional Fresh Milk in Germany – An Econometric Analysis. Beitrag auf der gemeinsamen Jahrestagung der EAAE und AAEA, 15.-17. September 2010, Freising-Weihenstephan.
- (2011a): Unterscheiden sich die Haushaltsprofile von Biokäufern verschiedener Warengruppen? In: LEITHOLD, G., BECKER, K., BROCK, C., FISCHINGER, S., SPIEGEL, A.-K., SPORY, K., WILBOIS, K.-P. und U. WILLIGES (Hrsg.): Es geht ums Ganze: Forschen im Dialog von Wissenschaft und Praxis. Beiträge zur 11. Wissenschaftstagung Ökologischer Landbau, 15.-18. März 2011, Justus-Liebig-Universität Gießen, Bd. 2. Verlag Dr. Köster, Berlin, 296-299.
- (2011b): A Demand System Analysis of Organic and Conventional Fresh Milk in Germany Segmented by Consumer Groups. Beitrag auf dem Kongress der EAAE, 30. August - 2. September 2011, Zürich.
- (2012a): The Organic Milk Market in Germany is Maturing: A Demand System Analysis of Organic and Conventional Fresh Milk Segmented by Consumer Groups. *Agribusiness – An International Journal* **28** (3), 274-292.
- (2012b): Wie sensibel reagieren deutsche Verbraucher auf Preisänderungen bei Bio-Eiern? Eine Nachfrageanalyse mit Haushaltspanel-Daten. In: BALMANN, A., GLAUBEN, T., GRAUBNER, M., GRINGS, M., HIRSCHAUER, N., SCHAFT, F. und P. WAGNER (Hrsg.): Unternehmerische Landwirtschaft zwischen Marktanforderungen und gesellschaftlichen Erwartungen. Schriften der GeWiSoLa e.V., Bd. 47. Landwirtschaftsverlag Münster-Hiltrup, Münster, 49-62.
- (2013a): Qualitäts- und Endogenitätsaspekte in Nachfragesystemen: Eine vergleichende Schätzung von Preis- und Ausgabenelastizitäten der Nachfrage nach ökologischem und konventionellem Gemüse in Deutschland. *German Journal of Agricultural Economics* **62** (1), 18-38.
- (2013b): Wie preissensibel reagieren deutsche Verbraucher? Aktuelle Schätzungen von Preis- und Ausgabenelastizitäten auf der Basis von Haushaltspanel Daten. In: BAHRS, E., BECKER, T., BIRNER, R., BROCKMEIER, M., DABBERT, S., DOLUSCHITZ, R., GRETHE, H., LIPPERT, C. und E. THIELE (Hrsg.): Herausforderungen des globalen Wandels für Agrarentwicklung und Welternährung. Schriften der GeWiSoLa e.V., Bd. 48. Landwirtschaftsverlag Münster-Hiltrup, Münster, 455-458.
- (2013c): Analyse der Preiselastizitäten der Nachfrage nach Biolebensmitteln unter Berücksichtigung nicht direkt preisrelevanten Verhaltens der Verbraucher. Schlussbericht des Forschungsprojekts FKZ 2808OE148 des Bundesprogramms Ökologischer Landbau und andere Formen nachhaltiger Landwirtschaft. URL: <http://orgprints.org/22414> (21. August 2013).
- (2013d): Welche Preisaufschläge erzielen Biolebensmittel? Hedonische Preisanalysen zum Einfluss von Produkt-, Verbraucher- und Einkaufsstättencharakteristika auf die Preise für Lebensmittel im deutschen LEH. In: BRÜMMER, B., HELLBERG-BAHR, A. und A. SPILLER (Hrsg.): Preise und Fairness in Wertschöpfungsketten – Methodische Ansätze und empirische Ergebnisse. Cuvillier Verlag, Göttingen, 61-91.
- (2014): Valuing Country of Origin and Organic Claim: A Hedonic Analysis of Cheese Purchases of German Households. *British Food Journal* **116** (7) (im Druck).

- SCHRÖCK, R. und R. HERRMANN (2010): Fettarm und erfolgreich? Eine ökonometrische Analyse von Bestimmungsgründen des Erfolgs von Innovationen am deutschen Joghurtmarkt mit Scannerdaten. In: LOY, J.P. und R.A.E. MÜLLER (Hrsg.): *Agrar- und Ernährungsmärkte nach dem Boom*. Schriften der GeWiSoLa e.V., Bd. 45. Landwirtschaftsverlag Münster-Hiltrup, Münster, 487-489.
- SCHULZ, L.L., SCHROEDER, T.C. und K. WHITE (2010): Value of Beef Steak Branding: Hedonic Analysis of Retail Scanner Data. Beitrag auf der gemeinsamen Jahrestagung der AAEE, CAES und WAEA, 25.-27. Juli 2010, Denver, Colorado.
- SCHULZE, H., BÖHM, J., KLEINSCHMIT, D., SPILLER, A. und B. NOWAK (2008): Öffentliche Wahrnehmung der Primärverantwortung für Lebensmittelsicherheit: Eine Medienanalyse der Gammelfleischskandale. *German Journal of Agricultural Economics* **57** (7), 334-345.
- SHONKWILER, J.S. und S.T. YEN (1999): Two-Step Estimation of a Censored System of Equations. *American Journal of Agricultural Economics* **81** (4), 972-982.
- SIMON, H. (1992): *Preismanagement. Analyse – Strategie – Umsetzung*. Zweite, vollständig überarbeitete und erweiterte Auflage. Gabler Verlag, Wiesbaden.
- SMITH, T.A., HUANG, C.L. und B.-H. LIN (2009): Does Price or Income Affect Organic Choice? Analysis of U.S. Fresh Produce Users. *Journal of Agricultural and Applied Economics* **41** (3), 731-744.
- SOLER, F. und J. GIL (2002): Consumers' acceptability of organic food in Spain. Results from an experimental auction market. *British Food Journal* **104** (8), 670-687.
- STATISTISCHES BUNDESAMT
- (2012): *Statistisches Jahrbuch. Deutschland und Internationales*. Wiesbaden. URL: <https://www.destatis.de/DE/Publikationen/StatistischesJahrbuch/StatistischesJahrbuch2012.pdf> (2. September 2013).
  - (2013): *Laufende Wirtschaftsrechnungen. Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte 2011*. Fachserie 15, Reihe 1. Wiesbaden. URL: <https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/EinkommenKonsumLebensbedingungen/LfdWirtschaftsrechnungen/EinnahmenAusgabenprivater-Haushalte2150100117004.pdf> (2. September 2013).
- STAUDIGEL, M (2013): *Microeconomic Analysis of Health and Nutrition: Challenges for Theory and Empirics*. Dissertation an der Justus-Liebig-Universität Gießen, Fachbereich Agrarwissenschaften, Ökotrophologie und Umweltmanagement (*noch unveröffentlicht*).
- STAUDIGEL, M. und R. SCHRÖCK (2014): Food Demand in Russia – Heterogeneous Consumer Segments over Time. *Journal of Agricultural Economics* (*zur Veröffentlichung angenommen*).
- STOLZ, H., BODINI, A., STOLZE, M., HAMM, U. und T. RICHTER (2009): Lebensmittelqualität aus der Verbraucherperspektive. Eine Synthese qualitativer Studien zur Wahrnehmung und Beurteilung verschiedener Qualitätskriterien bei Öko-Produkten. *Berichte über Landwirtschaft* **87** (1), 153-182.
- STOLZE, M. und N. LAMPKIN (2009): Policy for organic farming: Rationale and concepts. *Food Policy* **34** (3), 237-244.

THIELE, S.

- (2001): Ausgaben- und Preiselastizitäten der Nahrungsmittelnachfrage auf Basis von Querschnittsdaten: Eine Systemschätzung für die Bundesrepublik Deutschland. *German Journal of Agricultural Economics* **50** (2), 108-115.
- (2008): Elastizitäten der Nachfrage privater Haushalte nach Nahrungsmitteln. Schätzung eines AIDS auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003. *German Journal of Agricultural Economics* **57** (5), 258-266.

THOEGERSEN, J. (2010): Country Differences in Sustainable Consumption: The Case of Organic Food. *Journal of Macromarketing* **30** (2), 171-185.

THOMPSON, G.D. (1998): Consumer Demand for Organic Foods: What We Know and What We Need to Know. *American Journal of Agricultural Economics* **80** (5), 1113-1118.

THOMPSON, W. (2004): Using Elasticities from an Almost Ideal Demand System? Watch out for Group Expenditure! *American Journal of Agricultural Economics* **86** (4), 1108-1116.

THOMPSON, G.D. und L.K. GLASER (2001): National Demand for Organic and Conventional Baby Food. Tagungsbeitrag auf der Jahrestagung der WAEA, 9.-11. Juli 2001, Logan, Utah.

THOMPSON, G.D. und J. KIDWELL (1998): Explaining the Choice of Organic Produce: Cosmetic Defects, Prices, and Consumer Preferences. *American Journal of Agricultural Economics* **80** (2), 277-287.

UNNEVEHR, L.J., EALES, J., JENSEN, H.H., LUSK, J.L. und J.J. MCCLUSKEY (2010): Food and Consumer Economics. *American Journal of Agricultural Economics* **92** (2), 506-521.

USDA United States Department of Agriculture (2000): National Organic Program; Final Rule. Agricultural Marketing Service, Federal Register 7 CFR Pt 205, 21. Dezember 2000, Washington, D.C.

VELARDE, M. (2011): The Retirement-Consumption Puzzle: Theory and Empirical Evidence on Food Production and Food Consumption with Time Budget Data. Arbeitsbericht Nr. 54, Institut für Agrarpolitik und Marktforschung, Justus-Liebig-Universität Gießen.

WEBER, S.A. (2009): Ausmaß und Determinanten von Preisrigiditäten im deutschen Lebensmitteleinzelhandel. Eine empirische Analyse mit Scannerdaten. Dissertation an der Justus-Liebig-Universität Giessen, Fachbereich Agrarwissenschaften, Ökotrophologie und Umweltmanagement. URL: [http://geb.uni-giessen.de/geb/volltexte/2009/7206/pdf/WeberSaschaAlexander\\_2009\\_09\\_22.pdf](http://geb.uni-giessen.de/geb/volltexte/2009/7206/pdf/WeberSaschaAlexander_2009_09_22.pdf) (21. August 2013).

WESP, R. (2013): Bio-Supermärkte expandieren stark. *Lebensmittel Zeitung* **65** (18), 3.

WIER, M., JENSEN, K.O., ANDERSEN, L.M. und K. MILLOCK (2008): The character of demand in mature organic food markets: Great Britain and Denmark compared. *Food Policy* **33** (5), 406-421.

WILDNER, S. (2001): Quantifizierung der Preis- und Ausgabenelastizitäten für Nahrungsmittel in Deutschland: Schätzung eines LA/AIDS. *German Journal of Agricultural Economics* **50** (5), 275-285.

WILL, B. (2013): Big Business Bio. *Lebensmittel Zeitung* **65** (18), 30-31.

- WILLER, H., LERNOUD, J. und L. KILCHER (Hrsg.) (2013): The World of Organic Agriculture – Statistics and Emerging Trends 2013. FiBL-IFOAM Report, Forschungsinstitut für biologischen Landbau (FiBL) und International Federation of Organic Agriculture (IFOAM). Frick, Schweiz.
- WINFREE, J. und J.J. MCCLUSKEY (2005): Collective Reputation and Quality. *American Journal of Agricultural Economics* **87** (1), 206-213.
- WOHLGENANT, M.K. (2011): Consumer Demand and Welfare in Equilibrium Displacement Models. In: LUSK, J.L., ROOSEN, J. und J.F. SHOGREN (Hrsg.): The Oxford Handbook of The Economics of Food Consumption and Policy. Oxford University Press, Oxford, 292-318.
- WÜRRIEHAUSEN, N., LAKNER, S. und R. IHLE (2012): Market integration of conventional and organic wheat in Germany. Diskussionspapier Nr. 1024, Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung, Universität Göttingen.
- ZANDER, K., HAMM, U., FREYER, B., GÖSSINGER, K., HAMETTER, M., NASPETTI, S., PADEL, S., STOLZ, H., STOLZE, M. und R. ZANOLI. (2010): Farmer Consumer Partnerships. How to successfully communicate the values of organic food. A Handbook. Eigenverlag der Universität Kassel, Fachgebiet Agrar- und Lebensmittelmarketing, Witzenhausen. URL: [http://www.orgprints.org/17852/1/CORE\\_FCP\\_Handbook\\_en\\_2010.pdf](http://www.orgprints.org/17852/1/CORE_FCP_Handbook_en_2010.pdf) (13. September 2013).
- ZELLNER, A. (1962): An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association* **57** (298), 348-368.
- ZEPEDA, L. und J. LI (2007): Characteristics of Organic Food Shoppers. *Journal of Agricultural and Applied Economics* **39** (1), 17-28.
- ZHANG, F., EPPERSON, J.E., HUANG, C.L. und J.E. HOUSTON (2009): Organic Price Premiums Paid for Fresh Tomatoes and Apples by U.S. Households: Evidence from Nielsen Homescan Data. *Journal of Food Distribution Research* **40** (3), 105-114.
- ZHANG, F., HUANG, C.L., LIN, B.-H. und J.E. EPPERSON
- (2006): National Demand for Fresh Organic and Conventional Vegetables: Scanner Data Evidence. Beitrag auf der Jahrestagung der AAFA, 23.-26. Juli 2006, Long Beach, CA.
  - (2008): Modelling Fresh Organic Produce Consumption with Scanner Data: A Generalized Double Hurdle Model Approach. *Agribusiness* **24** (4), 510–522.
- ZMP Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle GmbH (2003): Bio-Frische im LEH. Fakten zum Verbraucherverhalten. Materialien zur Marktberichterstattung, Bd. 45. ZMP-Verlag, Bonn.

## Anhang 1: Vergleich von Preis- und Ausgabenelastizitäten bei verschiedenen Modellspezifikationen am Beispiel der Warengruppe Eier

Modell/ Spezifikationsaspekte	LA/AIDS <sup>a)</sup>	LA/AIDS	LA/AIDS	LA/AIDS	AIDS
<b>Verwendeter Preisindex</b>	linear	linear	linear	linear	<b>trans-log</b>
<b>Korrektur der Nullbeobachtungen</b> durch vorangestellte Probit-Analysen nach SHONKWILER & YEN (1999)	ja	<b>nein</b>	ja	ja	ja
<b>Berücksichtigung von Gewohnheitsverhalten</b> durch Integration von Lag-Variablen in die Nachfragegleichung	ja	ja	<b>nein</b>	ja	ja
<b>Korrektur der Preisdaten um Qualitätsaspekte</b> durch vorangestellte Preisregressionen nach COX & WOHLGENANT (1986)	nein	nein	nein	<b>ja</b>	nein
<b>Marschall'sche Preiselastizitäten</b>					
Bio	-0.949 ***	-0.913 ***	-0.772 ***	-0.950 ***	-0.517 ***
Freilandhaltung	-1.021 ***	-1.049 ***	-0.569 ***	-1.016 ***	-0.784 ***
Bodenhaltung	-0.941 ***	-1.016 ***	-0.656 ***	-0.948 ***	-0.846 ***
Käfighaltung	-0.889 ***	-0.980 ***	-0.841 ***	-0.892 ***	-0.936 ***
Sonstige	-0.607 ***	-1.066 ***	-0.004	-0.726 ***	-0.379 ***
<b>Hicks'sche Preiselastizitäten</b>					
Bio	-0.818 ***	-0.777 ***	-0.643 ***	-0.820 ***	-0.391 ***
Freilandhaltung	-0.793 ***	-0.824 ***	-0.349 ***	-0.788 ***	-0.568 ***
Bodenhaltung	-0.723 ***	-0.802 ***	-0.442 ***	-0.730 ***	-0.640 ***
Käfighaltung	-0.599 ***	-0.691 ***	-0.559 ***	-0.603 ***	-0.657 ***
Sonstige	-0.470 **	-0.931 ***	0.168	-0.589 ***	-0.285 ***
<b>Ausgabenelastizitäten</b>					
Bio	0.991 ***	1.036 ***	0.983 ***	0.991 ***	0.957 ***
Freilandhaltung	0.981 ***	0.969 ***	0.948 ***	0.981 ***	0.927 ***
Bodenhaltung	1.024 ***	1.007 ***	1.003 ***	1.024 ***	0.969 ***
Käfighaltung	0.997 ***	0.997 ***	0.971 ***	0.997 ***	0.961 ***
Sonstige	1.027 ***	1.016 ***	1.292 ***	1.026 ***	1.547 ***

<sup>a)</sup> Basismodell verwendet in SCHRÖCK (2012b); \*\*\*, \*\*, \*, (\*) sind auf dem 99,9 %-, 99 %-, 95 %-, 90 %-Niveau signifikant von Null verschieden.

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis der GfK-Haushaltspaneln ConsumerScan und ConsumerScan FreshFood, 2004-2008.

### **Eidesstattliche Erklärung**

Ich erkläre, ich habe die vorgelegte Dissertation selbständig und ohne unerlaubte fremde Hilfe und nur mit den Hilfen angefertigt, die ich in der Dissertation angegeben habe. Alle Textstellen, die ich wörtlich oder sinngemäß aus veröffentlichten Schriften entnommen sind, und alle Angaben, die auf mündliche Auskünften beruhen, sind als solche kenntlich gemacht.

Bei den von mir durchgeführten und in der Dissertation erwähnten Untersuchungen habe ich die Grundsätze guter wissenschaftlicher Praxis, wie sie in der „Satzung der Justus-Liebig Universität zur Sicherung guter wissenschaftlicher Praxis“ niedergelegt sind, eingehalten.

Gießen, den 2. Juni 2014