

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 zählten 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 ^{a)}
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 ^{b)} 1,29 ^{b)}	-0,68 ^{b)} -0,29 ^{b)}
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

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

^{a)} unkompenzierte Eigenpreiselastizität; ^{k)} – kompenzierte 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.¹

¹ 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*)².

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

² 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 Gemüseeinkauf 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 Einkommen³, die Haushaltsgröße, das Geschlecht der haushaltsführenden Person, Anzahl und Alter der Kinder, Nationalität, Wohnort sowie Bildung und Beruf des Hauptverdieners und der haushaltsführenden Person.⁴

Die Verwendung von Daten eines Haushaltspanels 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 zu meist 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.⁵ 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

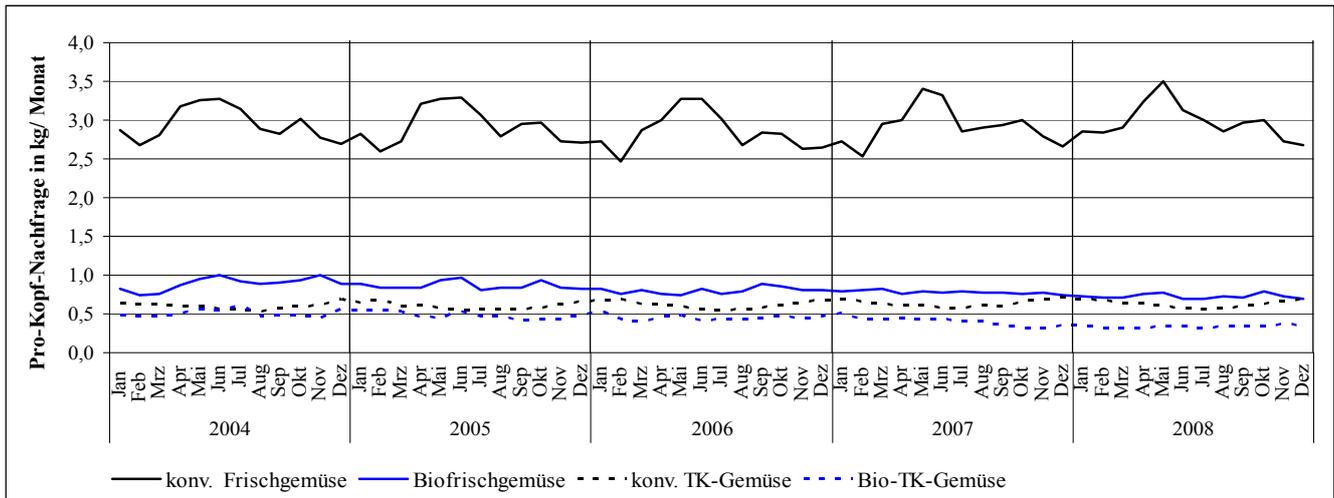
Die Käuferreichweite von konventionellem Gemüse lag im Untersuchungszeitraum konstant bei rund 99,5 %. Die Käuferreichweite von Biogemüse ist dagegen kontinuierlich von 34 % im Jahr 2004 auf 58 % im Jahr 2008 gestiegen. Trotzdem war das Marktvolumen der untersuchten Gemüsegruppen bzw. Marktsegmente auch 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.

³ 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.

⁴ Eine ausführliche Beschreibung der Datengrundlage findet sich bei BUDER (2011).

⁵ 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.

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.

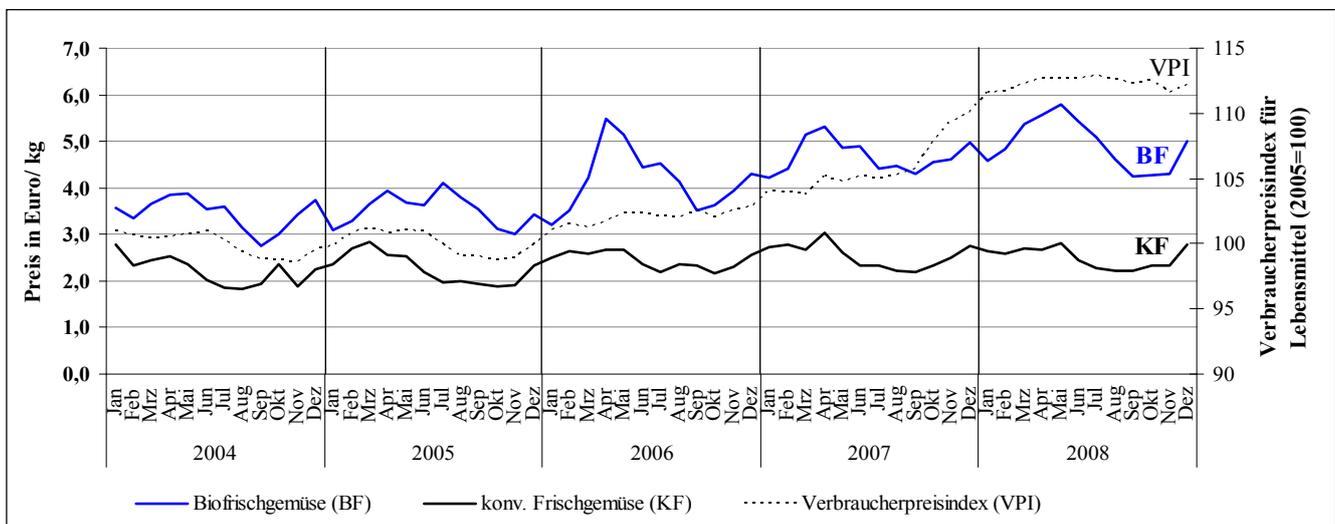
Aufgrund der von Gemüsesorte zu Gemüsesorte differierenden Erntezeiträumen und der dadurch entstehenden Saisonalität der Nachfrage werden die oben genannten Gemüsegruppen zusätzlich in *saisonale Gemüseklassen* unterteilt. Die Klasse der Sommer-

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 Haushaltes 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.⁶

⁶ Um Singularität der Varianz-Kovarianz-Matrix der Fehlerterme zu vermeiden, wird eine Budgetanteilsleichung 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

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 ($Y=0$):

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

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 (ϕ_{iht}) und die kumulative Verteilungskurve (Φ_{iht}) berechnet. Diese Wahrscheinlichkeitsfunktionen gehen in das Nachfragesystem aus Gleichung (4), das die zweite Entscheidungsstufe der Haushalte modelliert, als Korrekturfaktoren bzw. latente Variablen ein:

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

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

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

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

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.

(7) Ausgabenelastizität:

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

(8) unkompenzierte Eigen- bzw. Kreuzpreiselastizität:

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

(9) kompenzierte Eigen- bzw. Kreuzpreiselastizität:

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

δ 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.⁷

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. Sozioökonomische 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.⁸ 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 erklärt⁹:

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

bzw.

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

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

⁷ 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).

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

⁹ 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 Budgetanteilsungleichungen 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.¹⁰ 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 %).

¹⁰ 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^2 -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^2 -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 Hauhaltspräferenzen 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) Gemüsauswahl 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
Konstante	0,683 ***	0,003	0,089 ***	-0,007 ***
Region (R)	Osten (DV)	0,426 ***	0,001	0,043 ***
	Süden (DV)	-0,056 ***	-1,484 ***	0,012 (*)
	Norden (DV)	-0,005	-0,462 ***	0,012
Haushaltsmerkmale (Z)	Einkommen ¹⁾ (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 ***
Geschäftstypen (G) (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 ***
Gemüseklassen (S) (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 ***
R²	0,529	0,494	0,818	0,477

Referenzkategorie: kinderlose Haushalte deutscher Nationalität mit männlicher Haushaltsführung, außerhalb von Großstädten in der Mitte/ im Westen Deutschlands; ¹⁾ 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 [$\ln(M)$]		
Konstante		-0,001
Trend		0,017 ***
Haushaltsmerkmale (Z)	Einkommen (ln)	0,119 ***
	weibliche Haushaltsführung (DV)	0,118 ***
	Großstadt (DV)	-0,030 (*)
	Kinder <7 Jahre (DV)	-0,080 ***
	Haushaltsgröße	0,248 ***
Region (R)	ausländische Nationalität (DV)	0,077 ***
	Osten (DV)	0,043 **
	Süden (DV)	0,038 *
	Norden (DV)	---
Lebensmittelausgaben	Lebensmittelausgaben (ohne Gemüse) (ln)	1,029 ***
Gewohnheitsverhalten	Gemüseausgaben im Vorjahr (ln)	3,797 ***
R²		0,390

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.¹¹ 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 **Budgetanteils-gleichungen** sind in Tabelle 5 aufgeführt. Bemerkenswert ist, dass der Regressionskoeffizient β 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

¹¹ 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
Konstante		0.296 ***	0.036 **	-0.092 ***	0.760 ***
ln (M/P)		-0.006 ***	0.002	0.003 **	0.001 (*)
Preise [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 ***
Trend		-0.000	0.001 (*)	-0.001 (*)	0.000
Haushaltsmerkmale	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 *
Gewohnheitsverh.	Ausgabenanteil im Vorjahr (ln)	0.719 ***	0.855 ***	0.875 ***	---
R²		0.575	0.558	0.641	---

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...				Ausgaben- elastizität
	konventionelles Gemüse		Biogemüse		
	frisch	tiefgekühlt	frisch	tiefgekühlt	
unkompensierte Marshallische Preiselastizitäten					
konv. Frischgemüse	-0,988 ***	-0,124 ***	-0,067 *	1,217 ***	0,993 ***
konv. TK-Gemüse	-0,017 ***	-0,908 ***	0,097 ***	-0,341 ***	1,015 ***
Biofrischgemüse	0,000	0,037 ***	-1,102 ***	0,032	1,067 ***
Bio-TK-Gemüse	0,013 ***	-0,020 ***	0,005	-2,006 ***	1,098 ***
kompensierte Hickssche Preiselastizitäten					
konv. Frischgemüse	-0,143 ***	0,740 ***	0,841 ***	2,152 ***	---
konv. TK-Gemüse	0,092 ***	-0,797 ***	0,214 ***	-0,221 ***	---
Biofrischgemüse	0,034 ***	0,072 ***	-1,066 ***	0,069 (*)	---
Bio-TK-Gemüse	0,017 ***	-0,015 ***	0,010 (*)	-2,001 ***	---

***, **, *, (*) 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.¹² Beim Vergleich der um den Einkommenseffekt kompensierten

¹² 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

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	
Nachfragesystem	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	Budgetanteilsungleichungen		Budgetanteils-, Preis- und Ausgabengleichungen	
MARSHALLSche Preiselastizitäten	KF	-0,979 ***	-0,971 ***	-0,988 ***
	KTK	-0,711 ***	-0,663 ***	-0,908 ***
	BF	-1,066 ***	-1,187 ***	-1,102 ***
	BTK	-1,099 ***	-1,146 ***	-2,006 ***
Ausgabenelastizitäten	KF	0,998 ***	0,998 ***	0,993 ***
	KTK	0,984 ***	0,977 ***	1,015 ***
	BF	1,032 ***	1,093 ***	1,067 ***
	BTK	1,023 ***	1,046 ***	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 Marshallschen Preiselastizitäten fällt auf, dass der Einkommenseffekt bei KF-Gemüse deutlich ausgeprägter ist als bei den anderen Gemüsegruppen, bei denen die Marshallschen Preiselastizitäten annähernd den Hicksschen entsprechen.¹³ 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.

¹³ Dieses Ergebnis ist insofern plausibel als in die Berechnungsformel ($\varepsilon_{ij}^* = \varepsilon_{ij} - w_i \eta_i$) 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 (ε_{ij}) und kompensierter (ε_{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

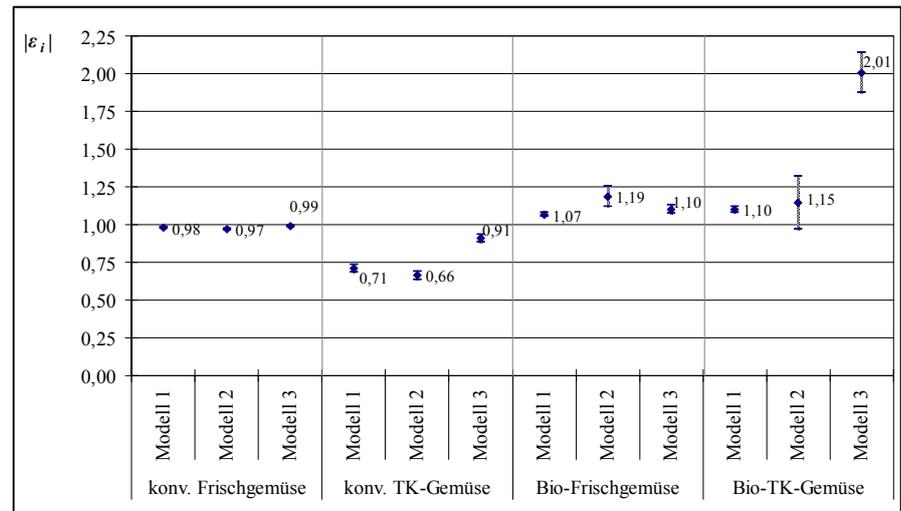
wie die Elastizitäten in den drei Modellen. Die berechneten Eigenpreis- und Ausgabenelastizitäten sind stets höchst signifikant. Alle Modelle ermitteln eine für konventionelles Gemüse unelastische und für Biogemüse (leicht) elastische Nachfrage. Die Ergebnisse für KF- und BF-Gemüse sind in den drei Modellen 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.¹⁴ 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

¹⁴ 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“

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.

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 Gemüse Käufer 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. CAPPIS, 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.

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

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

Variablengruppe	Beschreibung	Mess-niveau	Mittelwert	SD	Min	Max		
Käuferhaushalte	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		
Haushaltsmerkmale	Einkommen ¹⁾ [€/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		
Region (Wohnort)	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		
Haushaltsausgaben	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		
	Bio-TK-Gemüse [€/Jahr]	metrisch	0,61	2,44	0	110,64		
Ausgabenanteile	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		
Trend	Trend-Variable (2004=1)	metrisch	0,85	0,156	0	1,00		
Preise	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		
Geschäftstypen (Ausgabenanteile)	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	
	Saisonale Gemüseklassen (Ausgabenanteile)	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	

¹⁾ 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^{a)} und Wahrscheinlichkeitselastizitäten^{b)}

	% 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 (D_{nation})	deutsch	93,8	d	d	d
	andere	6,2	-0,012 ***	0,005	-0,002
Stadt (D_{city})	andere	68,1	d	d	d
	Großstadt	31,9	0,004 ***	0,026 ***	0,039 ***
Single (D_{single})	kein Singlehaushalt	77,7	d	d	d
	Singlehaushalt	22,3	-0,028 ***	-0,085 ***	-0,047 ***
Anzahl der Kinder (<18 Jahren) ($kids18$)	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 (D_{kids07})	kein Kind unter 7 Jahren	87,7	d	d	d
	Kinder unter 7 Jahren	13,3	0,009 ***	0,039 ***	0,023 **
Geschlecht (D_{gender})	männlich	32,2	d ***	d	d ***
	weiblich	67,8	0,014 ***	0,061 ***	0,031 ***
Wohnort ($region$)	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 ($habit\ formation$)	---	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 ²		6 759,0	8 220,3	3 003,0	
p-Wert > LR Chi ²		0,000	0,000	0,000	
Pseudo-R ²		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