

## **Nr. 91**

### **Determinanten der Nachfrage nach Biomilch Eine ökonometrische Analyse\***

von

Rebecca SCHRÖCK\*\*

Gießen, Januar 2011

- \* Das diesem Bericht zugrundeliegende Vorhaben wurde mit Mitteln des Bundesministeriums für Bildung und Forschung unter dem Förderkennzeichen 2808OE148 gefördert. Die Verantwortung für den Inhalt dieser Veröffentlichung liegt beim Autor.

Besonderer Dank gilt auch der Arbeitsgruppe des Fachgebiets Agrar- und Lebensmittelmarketing der Universität Kassel unter der Leitung von Herrn Prof. Dr. Ulrich Hamm. Die dieser Veröffentlichung zu Grunde liegenden Daten des GfK-Verbraucherpanels wurden von der Universität Kassel aufbereitet und dem Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Universität Gießen für weitere Forschungsarbeiten zur Verfügung gestellt. Insbesondere sei Herrn Fabian Buder gedankt, der die Daten in Zusammenarbeit mit der GfK in mühevoller Detailarbeit aufbereitet und die Autorin in die Nutzung der Daten eingewiesen hat.

- \*\* M.Sc. Rebecca SCHRÖCK, Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Justus Liebig Universität Giessen, Senckenbergstr. 3, 35390 Gießen.  
E-Mail: rebecca.schroeck@ernaehrung.uni-giessen.de

---

Die „Agrarökonomischen Diskussionsbeiträge“ enthalten Manuskripte in einer vorläufigen Fassung, die noch nicht anderweitig veröffentlicht worden sind. Es wird daher gebeten, sich mit Anregungen und Kritik direkt an die Autoren zu wenden und etwaige Zitate vorher abzustimmen.

Die „Agrarökonomischen Diskussionsbeiträge“ werden herausgegeben vom: Institut für Agrarpolitik und Marktforschung, Justus-Liebig-Universität Gießen, Senckenbergstr.3, 35390 Gießen, Bundesrepublik Deutschland, Tel.: (06 41) 99-3 70 20, Fax: (06 41) 99-3 70 29.



## Nr. 91

### **Determinanten der Nachfrage nach Biomilch Eine ökonometrische Analyse\***

von

Rebecca SCHRÖCK\*\*

Gießen, Januar 2011

- \* Das diesem Bericht zugrundeliegende Vorhaben wurde mit Mitteln des Bundesministeriums für Bildung und Forschung unter dem Förderkennzeichen 2808OE148 gefördert. Die Verantwortung für den Inhalt dieser Veröffentlichung liegt beim Autor.

Besonderer Dank gilt auch der Arbeitsgruppe des Fachgebiets Agrar- und Lebensmittelmarketing der Universität Kassel unter der Leitung von Herrn Prof. Dr. Ulrich Hamm. Die dieser Veröffentlichung zu Grunde liegenden Daten des GfK Verbraucherpanels wurden von der Universität Kassel aufbereitet und dem Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Universität Gießen für weitere Forschungsarbeiten zur Verfügung gestellt. An dieser Stelle soll speziell das Engagement und die Unterstützung von Herrn Fabian Buder gewürdigt werden, der die Daten in Zusammenarbeit mit der GfK in mühevoller Detailarbeit aufbereitet und die Autorin in die Nutzung der Daten eingewiesen hat.

- \*\* M.Sc. Rebecca SCHRÖCK, Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Justus Liebig Universität Giessen, Senckenbergstr. 3, 35390 Gießen.  
E-Mail: [rebecca.schroeck@ernaehrung.uni-giessen.de](mailto:rebecca.schroeck@ernaehrung.uni-giessen.de)

---

Die „Agrarökonomischen Diskussionsbeiträge“ enthalten Manuskripte in einer vorläufigen Fassung, die noch nicht anderweitig veröffentlicht worden sind. Es wird daher gebeten, sich mit Anregungen und Kritik direkt an die Autoren zu wenden und etwaige Zitate vorher abzustimmen.

Die „Agrarökonomischen Diskussionsbeiträge“ werden herausgegeben vom: Institut für Agrarpolitik und Marktforschung, Justus-Liebig-Universität Gießen, Senckenbergstr.3, 35390 Gießen, Bundesrepublik Deutschland, Tel.: (06 41) 99-3 70 20, Fax: (06 41) 99-3 70 29.

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

## **Eine ökonometrische Analyse**

### **Zusammenfassung**

In der deutschen Literatur zum Markt für Biolebensmittel mangelt es bislang an quantitativen, ökonometrischen 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 Preissensitivität 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

## **Les déterminants de la demande de lait biologique**

### **Une analyse économétrique**

#### **Resumé**

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 de panels 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 aux prix des consommateurs 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 croit au niveau culturel, au niveau des revenus, si de très jeunes enfants vivent au sein des ménages et sous la régie d'une personne de sexe féminin. En revanche, elle baisse si on compte plus d'un enfant dans un ménage. Les élasticités de la demande par rapport aux prix calculées 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. Mais dans ce cas précis la différence de sensibilité est cependant plus grande vis-à-vis du lait bio que vis-à-vis du lait produit de manière conventionnelle. Conformément aux attentes, ce sont dans les magasins de vente de produits biologiques que les consommateurs réagissent le moins aux changements de prix.

## **Determinants of the demand for organic milk in Germany**

### **An econometric analysis**

#### **Abstract**

A growing number of studies deal 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 sociodemographic 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. At last 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 of buying 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 being 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, for all types of milk price sensitivity 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 on retail level will not lead to an increase in sales. In fact other instruments of 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

# 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 (KAFKA/ VON ALVENSLEBEN 1998). Deutschland ist mit 5,85 Mrd. Euro Umsatz der größte Markt für Biolebensmittel in Europa. Dass die Pro-Kopf-Ausgaben für Biolebensmittel und der Bio-Marktanteil am gesamten Lebensmittelmarkt in Nachbarländern wie Österreich, der Schweiz und Dänemark zum Teil deutlich höher ausfallen, offenbart weiteres Wachstumspotenzial für den Biomarkt (BÖLW 2010, S. 22f).

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 jedoch nicht immer mit dem realisierten Kaufverhalten übereinstimmt, ist es wichtig, Verbraucher nicht nur zu befragen, sondern auch ihr tatsächliches Einkaufsverhalten zu beobachten (THOMPSON 1998b, S. 1f). Nur wenige Studien haben bislang die Nachfrage nach Bio-Lebensmitteln 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 und 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 Biomilch-Menge?
- 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. GOESSLER 2003; JONAS/ ROOSEN 2008; PLASSMANN/ HAMM 2009; THOMPSON 1998a). 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 (GLASER/ THOMPSON 1998; JONAS/ ROOSEN 2008; LIN ET AL. 2008; WIER/ SMED 2000). 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 eröffnet Landwirten, der Lebensmittelindustrie, Einzelhändlern, Unternehmensberatern und auch politischen Entscheidungsträgern neue Möglichkeiten und Handlungsspielräume. Der Markt für Biolebensmittel und 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 Biomilch-Marktes 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 (GOESSLER 2008). 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 in Folge der Wirtschaftskrise auf einem Niveau von 5,85 Mrd. Euro (BÖLW 2010, S. 20). Da die Verbraucher 2009 für Lebensmittel insgesamt rund 2,4 % weniger ausgaben, stieg der Bio-Anteil auf Einzelhandelsebene trotz stagnierender Verbraucherausgaben leicht auf 3,4 % (BÖLW 2010, S. 12).

Die vorliegende Analyse konzentriert sich auf das Produkt Frischmilch. Frischmilch ist, in Abgrenzung zur länger haltbaren und hochehitzten H-Milch, kühlungsbedürftige Kuhmilch. H-Milch, die immerhin zwei Drittel des gesamten Trinkmilchmarktes ausmacht (MIV 2010b), 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 Preiskenntnis der Verbraucher (GERLACH/ SPILLER/ WOCKEN 2006, S. 32). Milch und Milchprodukte werden als Güter des täglichen Bedarfs in der Regel zu den so genannten Low-Involvement-Gütern gezählt (WEINDLMAIER 2005). 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 (GLASER/ THOMPSON 2000, 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 (GIANNAKAS 2002).

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 (BÖLW 2010, S. 15). Das heimische Angebot wird ergänzt um Biomilch aus Österreich und Dänemark, wo der Biomilch-Anteil auf der Angebotsseite mit 15,7 % bzw. 9,4 % weitaus größer ist (BALZ 2008; WOCKEN et al. 2008, 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 (BÖLW 2010, S. 15).



Der Gesamtumsatz mit Bio-Trinkmilch wird gemäß einer Auswertung des *Nielsen*-Haushaltspanels für das Jahr 2008 auf 151 Mio. Euro beziffert (ARNDT-RAUSCH 2009). Frischmilch ist innerhalb der Gruppe der Bio-Molkereiprodukte 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 % (BÖLW 2009, 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 Bio-Handelsmarken 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 (GOESSLER 2003, S. 13; FAHLBUSCH et al. 2009, S. 38; WOCKEN/ SPILLER 2007, 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 (BIEN/ MICHELS 2007, S. 19). In Tabelle 1 sind die Einführungszeitpunkte von Bio-Frischmilch in den größten deutschen Discountern aufgelistet. Schon während der BSE-Krise, also Ende des Jahres 2001, ist der Discounter *Norma* in den Bio-Frischmilchmarkt eingestiegen. Der erste Discounter, der Bio-Handelsmarkenmilch 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
<b>Plus</b>	BioBio	April 2002
<b>Netto Süd</b>	bei Einführung: Markenmilch „Die Öko Bauern“; heute: Handelsmarke „BioBio“	vor 2004 <sup>a)</sup>
<b>Norma</b>	bei Einführung: Markenmilch „Die Öko Bauern“; heute: Handelsmarke „Bio Sonne“	4. Quartal 2001
<b>Lidl</b>	Bioness	Juni 2004
<b>Aldi Süd</b>	Bio	Mai 2006
<b>Aldi Nord</b>	Prima Bio	
<b>Penny</b>	Naturgut	Januar 2007

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

*Quelle:* Eigene Darstellung

Bei Bio-Frischmilch spielen die Discounter mit einem Absatzanteil von 27,4 % in 2007 bislang noch eine geringere Rolle als bei konventioneller Frischmilch, bei der der Discount-Anteil rund 55 % beträgt (GOESSLER 2008, S. 77; MIV 2010a). 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 % (GOESSLER 2008, 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 % (GOESSLER 2008, 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 (GOESSLER 2007, S. 65). Etablierte Herstellermarken gibt es bei Bio-Frischmilch und in anderen Bio-Produktkategorien nur wenige (GERLACH/ SPILLER/ WOCKEN 2006, S. 30). Nicht nur die Discounter, sondern auch die Mehrzahl der Vollsortimenter, bieten in Bio-Qualität inzwischen oft ausschließlich ihre eigenen Handelsmarken an (GOESSLER 2008, S. 78). Bei Bio-Handelsmarken dominieren die Sortimentsmarken, das heißt, das gesamte Bio-Sortiment des Einzelhändlers wird unter einer einheitlichen Marke zusammengefasst (HANF/ WETTSTEIN 2008, S. 18ff). Neuerdings tragen Bio-Handelsmarken 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 (WILL 2009).

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. STOLZ et al. 2009; THOMPSON 1998a). Diese Studien beleuchten in der Regel auch den Zusammenhang zwischen der Nachfrage und soziodemografischen Merkmalen (z.B. BRUHN 2002; THOMPSON/ KIDWELL 1998). 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 unter-

schiedliche abhängige Variablen wie die ‚Wahrscheinlichkeit, Bioprodukte zu kaufen‘, 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.

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 Familien 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. (MONIER et al. 2009) konnten keinen signifikanten Einfluss des Einkommens auf die Nachfrage nach Biolebensmitteln feststellen. Auch von steigendem Alter und Bildungsniveau der haushaltsführenden Person scheinen tendenziell positive Impulse auszugehen.

**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. 1113ff)	Bioprodukte	k.E.	sehr niedriges Einkommen: ↑ sehr hohes Einkommen: ↑	k.E.	k.E.	---
HILL / LYNCH-HAUN (25, S. 530ff)	Biomilch	Geburt eines Babys ↑	---	---	---	---
GOESSLER et al. (19)	Frische Bioprodukte	Kinder: k.E.	↑	---	LEH: - NKH: ↑	Städter: ↑
	Biomilch	Kinder: ↑				
HUGHNER et al. (26, S. 96ff)	Bioprodukte	Kinder ↑	---	↑	---	Frauen: ↑
PLABMANN/ 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 Wahrscheinlichkeit, Bioprodukte, Milch oder Biomilch zu kaufen in Abhängigkeit verschiedener soziodemografischer Merkmale an.

k.E. kein signifikanter Einfluss bzw. keine eindeutigen Ergebnisse; LEH Lebensmitteleinzelhandel  
 --- Einfluss dieser Variablen wurde nicht untersucht; NKH Naturkosthandel

*Quelle:* Eigene Darstellung

Da in der Literatur größere Haushalte mit höherem Einkommen in höherem Alter als die zentralen Kunden von konventioneller Markenmilch identifiziert wurden, könnte vermutet werden, dass Biomilch und konventionelle Markenmilch um die gleichen Konsumentengruppen konkurrieren (JONAS/ ROOSEN 2008; 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. THIELE 2008; WILDNER 2000). In den USA ist die Forschung bezüglich Preiselastizitäten von Bioprodukten bereits etwas verbreiteter (z.B. GLASER/ THOMPSON 1998; GLASER/ THOMPSON 2000; LIN et al. 2008; ZHANG et al. 2006).

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

THIELE (2008, S. 262), die die Nachfrage nach konventionellen Lebensmitteln in Deutschland untersucht hat, berechnet für Milch eine unkomensierte 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 (LZ 2007).

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

Autor(en)/ Institutionen	Land/ Markt	Preiselastizität Trinkmilch (unkompensiert)
THIELE (2008)	Deutschland	-1,0**
BfEL (2007)	Deutschland	-0,5
WOCKEN et al. (2008)	Deutschland	-0,55 <sup>a)</sup> (kurzfristig) -0,1 bis -0,2 <sup>b)</sup> (langfristig)
BOUMRA-MECHEMACHE et al. (2008)	Frankreich Italien	-0,15* -0,006
MONIER et al. (2009)	Frankreich	-1,02*
FAPRI (13)	Europäische Union	-0,18
GLASER und THOMPSON (2000)	USA	-0,66 bis -0,73**
JONAS und ROOSEN (2008)	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

--- entsprechende Preiselastizität wurde nicht berechnet

Quelle: Eigene Darstellung

WOCKEN et al. (2008, S. 37f.) untersuchten die lang- und kurzfristige Nachfragerreaktion 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. (2009) 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 (2007)

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. (2008) 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. (2008, S. 647f.) 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. Tabelle 3). Änderungen in der Nachfragemenge sind demnach im Wesentlichen die Folge von Trend-Effekten, 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 somit 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 (2000) für den amerikanischen, von JONAS und ROOSEN (2008) für den deutschen und von MONIER et al. (MONIER et al. 2009) 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 die Autorengruppen für Biomilch keine derartige Unterscheidung vor.

GLASER und THOMPSON (2000) 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 (GLASER/ THOMPSON 2000, S. 13).

---

<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 (GLASER/ THOMPSON 2000, S. 7f). 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.

Die von JONAS und ROOSEN (2008) berechneten Preiselastizitäten für konventionelle Frischmilch in Deutschland weisen mit -1,01 für Handelsmarkenmilch und -0,96 für Markenmilch eine ähnliche Größenordnung auf. Für die Nachfrage nach Biomilch schätzen die Autorinnen mit -10,17 einen noch elastischeren Wert als GLASER und THOMPSON (2000). 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 Bio-Qualität vergleichen, zu dem Ergebnis, dass die Nachfrage nach Bioware sehr viel elastischer auf Preisänderungen reagiert als die Nachfrage nach konventionellen Lebensmitteln (GLASER/ THOMPSON 2000; LIN et al. 2008, S. 15; JONAS/ ROOSEN 2008; WIER/ SMED 2000).

Eine Ausnahme bildet die Studie von MONIER et al. (2009). 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, die fehlende Unterscheidung zwischen regelmäßigen Bio-Käufern und Bio-Gelegenheitskäufern 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/ 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 (RAMANATHAN 1995, 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. DEATON/ MUELLBAUER 1980, S. 60ff.) 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 Einzelgleichungen 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 Integration von Kreuzpreisen 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 (incl. 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, Bio-Markenmilch und Bio-Handelsmarkenmilch 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 Haus-

---

<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.

halt zum Verzicht zwingen<sup>3)</sup>. Werden Nullbeobachtungen ganz aus der Analyse ausgeschlossen, kann es zu verzerrten Ergebnissen (Selektivitätsbias) kommen (HEIEN/ WESSELLS 1990, S. 365; MADDALA 1983). 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 mit Hilfe 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 relativ stabile Eigenschaften sind und im *GfK*-Panel 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 *Milchhh*, 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:

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

*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 „*Milchhh* = 1“ eintritt. Die einzige unabhängige Variable, die metrisch skaliert ist, ist die Nachfragemenge nach der entsprechenden Milchsorte des Haushaltes *h* im Vorjahr ( $Q_{t-1}$ ). 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 haushaltsführenden 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

---

<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 (THIELE 2008, 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.



unterscheiden, nur unzureichend abbilden. Die Haushaltsgröße (*hhgr*) 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 Käufer-Haushalte, 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:

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

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  $\varepsilon$  bezeichnen die zu schätzenden Regressionsparameter.  $\alpha$  ist die Konstante. Der Erwartungswert des Fehlerterms  $u_{iht}$  ist normalverteilt. Gleichung (3.3) kann mit Hilfe 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. FENDEL 2004; WOOLDRIDGE 2002). Für die Verwendung eines FEM zur haushaltsbasierten 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 Beobachtungen eines Haushalts voneinander weniger stark unterscheiden als die Beobachtungen 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 merkmalsträgerspezifischen 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 Achsenab-

schnitt  $\alpha$  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 mit Hilfe 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 Geldillusion sind. Folglich wird mit realen Daten gearbeitet<sup>5)</sup>.
- Da die Biomilch-Nachfrage im Untersuchungszeitraum deutlich gestiegen ist, wird eine Trend-Variable ( $t$ ) 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 in Gleichung (3.4) Dummyvariablen für die einzelnen Jahreszeiten ( $D_{Saison}$ ) 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, bspw. in sehr jungen Haushalten oder in Haushalten mittleren Alters, die Nachfragemenge nach Biomilch erhöht ist. Deshalb wurde zusätzlich auf einen nicht-linearen (quadratischen) Alterseinfluss getestet. In den Regressionen der zweiten Stufe zeigte das Alter jedoch weder in linearer, noch in nicht-linearer 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 be-

<sup>4)</sup> 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.

<sup>5)</sup> Die Preise und das Einkommen wurden mit Hilfe des Preisindex der Lebenshaltung deflationiert. Als Basiswoche diente die erste Woche des Jahrs 2005.

<sup>6)</sup> 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.

rücksichtigt. Ebenfalls wegen fehlender Signifikanz bleibt das Geschlecht der haushaltsführenden 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 (KÖHLER/ KREUTER 2006; 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:

$$(3.5) \quad \ln q_{iht} = \alpha_{ih} + \beta \ln p_{iht}^r + \gamma_1 \ln p_{s1t}^r + \gamma_2 \ln p_{s2t}^r + \gamma_3 \ln p_{s3t}^r + \delta \ln Y_{ht} + \varepsilon_1 kids18_{ht} + \varepsilon_2 D_{kids07,ht} + \varepsilon_3 \sum_{n=1}^{12} q_{ih,t-n} + \xi_1 t + \xi_2 D_{Fruehling} + \xi_3 D_{Sommer} + \xi_4 D_{Winter} + u_{iht}$$

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 $t$
	$kids18_{ht}$	= Anzahl der im Haushalt lebenden Kinder unter 18 Jahren in Woche $t$
	$t$	= Trendvariable
	$D_{kids07,ht}$	= Dummyvariable für das Vorhandensein von Kindern unter 7 Jahren im Haushalt $h$ in Woche $t$
	$D_{Saison}$	= verschiedene Saison –Dummyvariablen (Frühling, Sommer, Winter)
	$u_{iht}$	= Fehlerterm.

Aufgrund der Plausibilität der Ergebnisse und der Höhe der statistischen Prüfmaße ( $\bar{R}^2$ -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 (RAMANATHAN 1995, 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 aus Gründen eines besseren Überblicks über die Daten mit Hilfe 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 *GfK AG* in Nürnberg. Verbraucherpanels dokumentieren – in der Regel wöchentlich – die Einkäufe eines Haushaltes von so genannten 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, sondern 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 so genannten *Strukturdaten*. Dabei werden Angaben zur Haushaltsgröße, Anzahl und Alter der Kinder, Alter, Bildung und Geschlecht der haushaltsführenden 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 den Einbezug der Preise substitutiver bzw. komplementärer Güter in das Nachfragemodell nötig. Aus diesem Grund wird, in Anlehnung an die Arbeit von JONAS und ROOSEN (2008, 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

---

<sup>7)</sup> Das monatliche Nettohaushaltseinkommen 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 Weihnachtsgeld oder 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 Panelteilnehmer 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 13. 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.

Haushalte, die die entsprechende Milchsorte in einem Jahr gekauft haben. Als Gelegenheitskäufer gelten Haushalte, die mindestens einen Kauf im Jahr tätigten, als Stammkäufer Haushalte, die mindestens zwölf Mal im Jahr die jeweilige Milchsorte gekauft haben.

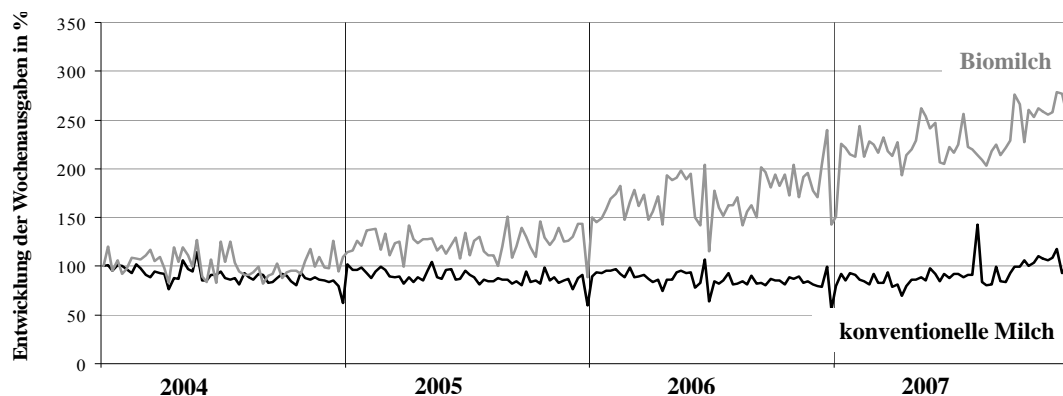
**Tabelle 4. Prozentuale Anteile von Käufer-Haushalten\* der Milchsorten, 2004-2007**

Milchsorte		2004	2005	2006	2007
<b>Bio-Markenmilch</b>	Gelegenheitskäufer	5,1 %	5,9 %	5,9 %	6,8 %
	Stammkäufer	0,8 %	0,9 %	1,0 %	1,0 %
<b>Bio-Handelsmarkenmilch</b>	Gelegenheitskäufer	5,6 %	5,7 %	9,5 %	11,8 %
	Stammkäufer	0,8 %	1,0 %	1,7 %	2,5 %
<b>konv. Markenmilch</b>	Gelegenheitskäufer	66,7 %	63,0 %	61,6 %	62,8 %
	Stammkäufer	18,5 %	16,8 %	15,4 %	14,1 %
<b>konv. Handelsmarkenmilch</b>	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

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



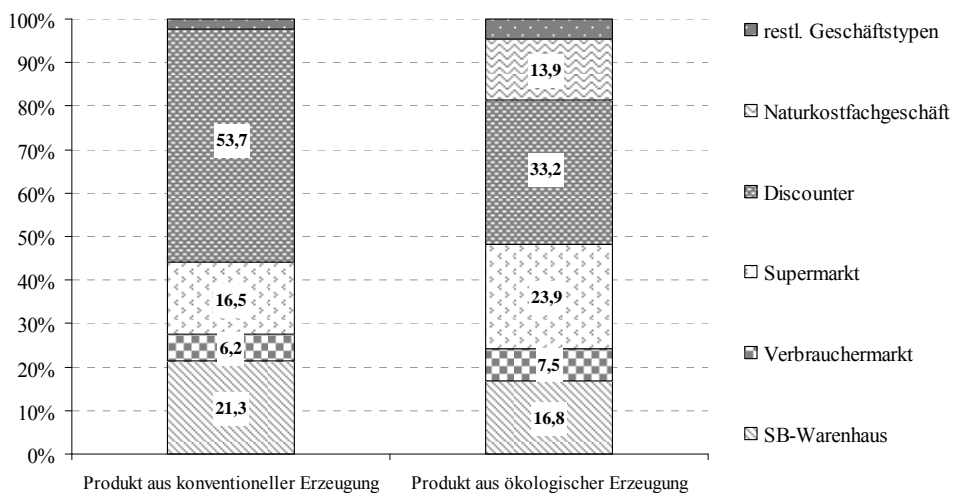
**Abb. 1.** Entwicklung der wöchentlichen Ausgaben für konventionell und ökologisch erzeugte Milch in Deutschland, 2004-2007

Quelle: Eigene Berechnungen

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 Prozent). Die Abbildung illustriert das starke Wachstum von Biomilch im Vergleich zu konventioneller Trinkmilch. Die Ausgaben für Bio-

milch 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 Vertriebstypen des deutschen LEHs untersucht wird, ist es von Interesse, die Bedeutung dieser Vertriebskanäle zu kennen. Abbildung 2 illustriert die Umsatzanteile im GfK-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>, so dass 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.

<sup>8)</sup>  $\beta$ -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.

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

		% Beob.	Bio-Marken- milch (Biomahh)	Bio-Handels- markenmilch (Biohahh)	konv. Mar- kenmilch (Markenh)
Nettoäquivalenz- einkommen ( <i>Y</i> )	< 750 €	27,3	b	b	b
	750 € - 1249 €	37,8	0,014 **	0,011 ***	0,005 *
	1250 € - 1749 €	20,5	0,030 ***	0,025 ***	0,011 **
	1750 € - 2249 €	8,9	0,061 ***	0,045 ***	0,027 ***
	> 2250 €	5,4	0,089 ***	0,057 ***	0,035 ***
Single-Haushalt ( <i>single</i> )	kein Single-Haushalt	79,0	b	b	b
	Single-Haushalt	21,0	0,007 *	0,002	-0,023 ***
Kinder unter 7J. ( <i>kids07</i> )	keine Kinder unter 7J.	85,7	b	b	b
	Kinder unter 7J.	14,3	0,051 ***	0,028 ***	0,003
Kinderzahl ( <i>kids18</i> )	keine Kinder	68,6	b	b	b
	1 Kind	14,9	0,002	0,012 *	0,001
	2 Kinder	12,6	-0,009	0,003	-0,005
	3 und mehr Kinder	4,0	-0,058 *	0,003	-0,028 *
Bildung des Haushaltführers ( <i>bildung</i> )	Hauptschule	26,1	b	b	b
	Realschule	31,3	-0,005	0,004	0,007 *
	Fach-/ Berufsfach- schule/ Abitur	21,3	0,020 ***	0,017 ***	0,010 **
	Fachhochschule/ Staatsexamen	21,4	0,034 ***	0,032 ***	0,022 ***
Alter des Haus- haltführers ( <i>alter</i> )	< 25 Jahre	19,9	b	b	b
	25-35 Jahre	16,3	-0,004	0,002	0,014 ***
	35-45 Jahre	14,5	-0,012	-0,008	0,007
	45-55 Jahre	21,9	0,004	-0,001	-0,002
	55-65 Jahre	19,2	0,002	0,002	0,003
	> 65 Jahre	8,3	-0,008	-0,016 *	-0,015 *
Beruf des Haupt- verdieners ( <i>beruf</i> )	Angestellte & Beamte	41,9	b	b	b
	Arbeiter & Lehrlinge	12,2	-0,046 ***	-0,027 ***	-0,002
	Freiberufler & Selb- ständige	4,8	-0,001	-0,005	0,023 **
	Hausfrauen, Rentner & Studenten	33,8	-0,004	0,006 *	0,014 ***
	Landwirte	0,1	---	---	-0,049
	Arbeitslose	7,2	-0,025 *	-0,010	0,008
Geschlecht des Haushaltführers ( <i>geschlecht</i> )	männlich	35,1	b	b	b
	weiblich	64,9	0,012 ***	0,004 *	0,004 *
Einkaufsmenge im Vorjahr ( <i>Q<sub>h,t-1</sub></i> )	Bio-Markenmilch		0,0014395 ***	0,0000337 ***	-0,000014 *
	Bio-Handels- markenmilch		0,000049	0,001917	0,00001
	Markenmilch		0,0000015 ***	0,0000013 ***	0,000020 ***
	Handelsmarkenmilch		-0,0000005 ***	-0,0000002 ***	-0,000001 ***
Konstante ( <i>c</i> )			-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

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 Einkom-

menseinfluss bei Bio-Markenmilch erwartungsgemäß größer als bei Bio-Handelsmarkenmilch. 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 höher 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 7 Jahren zählen signifikant häufiger zu den Biomilch-Käufern als kinderlose Haushalte. Die Kinderzahl hat im Gegensatz zum Alter der Kinder einen geringeren und zumeist nicht signifikanten Einfluss. Auch für das Alter der haushaltsführenden 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. 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 Kaufs von Biomilch. Eine höhere Vorjahresmenge konventioneller Handelsmarkenmilch dagegen senkt die Wahrscheinlichkeit, im Folgejahr Biomilch oder Markenmilch zu kaufen. Diese Kreuzeffekte zeigen, dass Käufer der Premium-Milchsorten 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 Premium-Milchsorten Bio-Markenmilch, Bio-Handelsmarkenmilch und konventionelle Markenmilch ist im Zeitablauf gewachsen. Bio-Handelsmarkenmilch stieg dabei am stärksten in der Gunst der Verbraucher. Die Präferenz für konventionelle Handelsmarkenmilch ist dagegen leicht gesunken.

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

Einflussgrößen	Variablenname	Bio-Markenmilch	Bio-Handelsmarkenmilch	konv. Markenmilch	konv. Handelsmarkenmilch
<b>Konstante</b>	cons	<b>-0,327</b> (-1,51)	<b>-0,701</b> *** (-3,49)	<b>-0,516</b> *** (-9,45)	<b>-0,015</b> (-0,45)
<b>Preis Bio-Markenmilch</b> (real, logarithmiert)	lrpbioma	<b>-0,114</b> *** (-3,52)	<b>-0,069</b> (-0,94)	<b>0,253</b> *** (7,08)	<b>-0,045</b> (*) (-1,9)
<b>Preis Bio-Handelsmarkenmilch</b> (real, logarithmiert)	lrpbioha	<b>0,050</b> (0,67)	<b>-0,096</b> ** (-2,51)	<b>0,399</b> *** (12,68)	<b>0,082</b> *** (4,04)
<b>Preis Markenmilch</b> (real, logarithmiert)	lrpmarke	<b>0,031</b> (0,12)	<b>0,063</b> (0,32)	<b>-0,624</b> *** (-94,26)	<b>0,641</b> *** (40,51)
<b>Preis Handelsmarkenmilch</b> (real, logarithmiert)	lrphand	<b>-0,090</b> (-0,46)	<b>-0,204</b> (-1,33)	<b>0,041</b> *** (3,34)	<b>-0,579</b> *** (-59,39)
<b>Nettoäquivalenzeinkommen</b> (real, logarithmiert)	pclydez	<b>0,010</b> (0,34)	<b>0,026</b> (0,99)	<b>0,028</b> *** (3,91)	<b>0,010</b> ** (2,12)
<b>Trend-Variable</b>	t	<b>0,00034</b> ** (2,27)	<b>0,00071</b> *** (4,85)	<b>0,00039</b> *** (12,76)	<b>-0,00016</b> *** (-7,04)
<b>Kinderzahl (unter 18 J.)</b>	kids18	<b>-0,051</b> (*) (-1,90)	<b>-0,058</b> ** (-2,53)	<b>-0,099</b> *** (-14,63)	<b>-0,091</b> *** (-22,7)
<b>Vorhandensein von Kindern &lt; 7 Jahre</b>	kids07	<b>-0,025</b> (-0,71)	<b>-0,131</b> *** (-3,47)	<b>-0,127</b> *** (-12,21)	<b>-0,037</b> *** (-6,22)
<b>Einkaufsmenge Milchsorte in den 12 Vorwochen</b>	lagqbioma/ lagqbioha/ lagqmarke/ lagqhand	<b>0,012</b> *** (13,77)	<b>0,017</b> *** (20,05)	<b>0,011</b> *** (42,91)	<b>0,009</b> *** (79,38)
<b>Jahreszeiten-Dummies</b>	fruehling (Mrz-Mai)	<b>0,066</b> *** (5,83)	<b>0,085</b> *** (8,37)	<b>0,051</b> *** (17,51)	<b>0,045</b> *** (23,9)
	sommer (Jun-Aug)	<b>-0,035</b> *** (-3,35)	<b>-0,011</b> (-1,14)	<b>0,002</b> (0,73)	<b>0,054</b> *** (29,4)
	winter (Dez-Febr)	<b>0,031</b> ** (2,49)	<b>0,066</b> *** (5,88)	<b>0,031</b> *** (9,89)	<b>0,045</b> *** (21,45)
<b>R<sup>2</sup></b>		<b>0,2529</b>	<b>0,2347</b>	<b>0,171</b>	<b>0,1661</b>
<b>F-Test</b>	F-Wert	<b>26,06</b>	<b>54,27</b>	<b>1.000,78</b>	<b>1.026,24</b>
	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

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 kann, 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* konnte 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>.

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 Bio-Handelsmarkenmilch um 1 %, sinkt die Nachfragemenge konventioneller Markenmilch um 0,4 %. Sinkt jedoch der Preis von konventioneller Markenmilch um 1 %, sinkt die Nachfrage nach Bio-Handelsmarkenmilch lediglich um 0,06 %<sup>10)</sup>.

Die korrigierten  $\bar{R}^2$ -Werte der Schätzungen liegen zwischen 0,16 für konventionelle Handelsmarken-Milch und 0,25 für Bio-Markenmilch. 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.

---

<sup>9)</sup> Die Ergebnisse in Tabelle 6 deuten darauf hin, dass im Frühling und im Winter die Nachfrage bei allen Milchsorten leicht über der Referenz-Jahreszeit 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.

<sup>10)</sup> Die Nachfrage nach Biomilch wurde auch auf potentielle substitutive oder komplementäre Beziehungen zu Sojamilch untersucht, indem der Preis von Sojamilch als zusätzliche erklärende Variable in das Modell aufgenommen wurde. Der Einfluss des Sojamilch-Preises war jedoch sowohl bei Bio-Markenmilch mit einem Regressionskoeffizienten von -0,01, als auch bei Bio-Handelsmarkenmilch (-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.

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 (2000) sowie JONAS und ROOSEN (2008). 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.

**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)	Schröck (2010)
Untersuchungszeitraum	1989-1999	2000-2003	2005	2004-2007
Land/ Markt	USA	Deutschland	Frankreich	Deutschland
<b>Eigenpreiselastizitäten</b>				
konv. Markenmilch	-0,73**	-0,96*	-1,02*	-0,62***
konv. Handelsmarkenmilch	-0,66 **	-1,01*		-0,58***
Bio-Markenmilch				-0,11***
Bio-Handelsmarkenmilch	-3,64	-10,17*	-0,38	-0,10**
<b>Einkommens-/ Ausgabenelastizitäten</b>				
konv. Markenmilch	1,16** <sup>a)</sup>	0,99* <sup>e)</sup>	---	0,03*** <sup>e)</sup>
konv. Handelsmarkenmilch	1,00** <sup>a)</sup>	1,04* <sup>e)</sup>	---	0,01** <sup>e)</sup>
Bio-Markenmilch			---	0,01 <sup>e)</sup>
Bio-Handelsmarkenmilch	-5,73*** <sup>a)</sup>	0,73* <sup>e)</sup>	---	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

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 (2008) als auch die von GLASER und THOMPSON (2000) erfassen keine Einkäufe im Naturkosthandel, wo Produkte in der Regel preisunelastischer nachgefragt werden als im klassischen LEH<sup>11)</sup>. Darüber hinaus un-

<sup>11)</sup> Nach Angabe von JONAS und ROOSEN (2008) 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.

terscheiden sich die Untersuchungszeiträume der Studien deutlich. GLASER und THOMPSON (2000, 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 (2000) sowie JONAS und ROOSEN (2008) verwendeten Almost Ideal Demand Systemen (AIDS) neigen dazu, Elastizitäten bei Warengruppen, deren Ausgabenanteile sehr gering sind, zu überschätzen (GLASER/ THOMPSON 2000, S. 17). Vor diesem Hintergrund erscheint es plausibel, dass die vorliegende Analyse aufgrund der Berücksichtigung der Naturkosthandel-Kunden, 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 ist durchaus plausibel: Es wird stets 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 (PLABMANN/ HAMM 2009). Insofern entspricht es durchaus der Erwartung, wenn die Biomilch-Nachfrage 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 eine Vielzahl der sonstigen Vertriebstypen führen nur Bio-Frischmilch und diese nur in einer Fettstufe. Möchte der Kunde Milch in Bio-Qualität kaufen, ist ein preisbedingtes Ausweichen auf H-Milch oder auf Milch mit einem andern 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. (2009) 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. Tabelle 5). Auch ZHANG et al. (2006, S.15f.) ermitteln, zwar nicht für Biomilch, sondern für frisches Bio-Gemüse, eine unelastischere Nachfrage als für konventionelle Ware. Und auch RIPPIN (2008, 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.

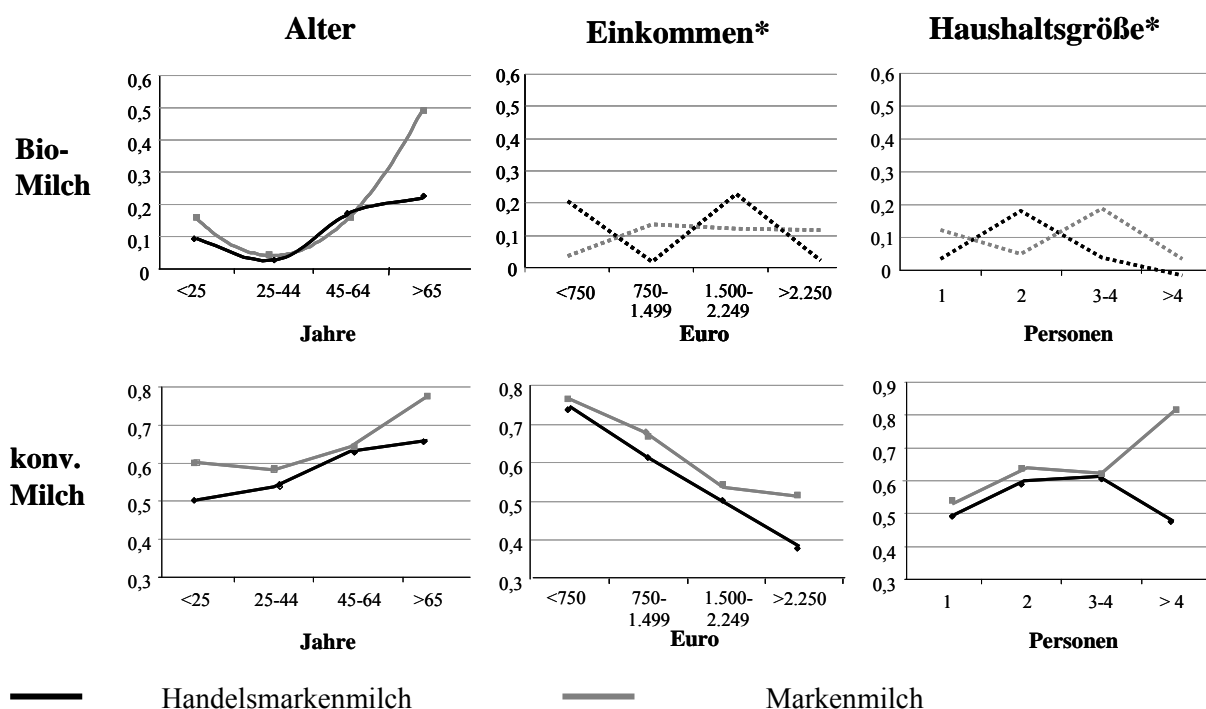
---

<sup>12)</sup> Bei der von GLASER und THOMPSON (2000, S. 15) 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.

### 5.3.2 Differenzierung nach Haushaltscharakteristika

Besonderes Augenmerk bei der Untersuchung einzelner Haushaltsgruppen liegt auf Gruppen mit einem wachsenden Bevölkerungsanteil. Für die Zukunft ist eine zunehmende Alterung der Bevölkerung (EUROPÄISCHE KOMMISSION 2008), eine steigende Streuung der Bruttoeinkommen (BMAS 2008, S. 65) und die Zunahme von Singlehaushalten (STBA 2006) 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 Biomilch-Markt 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 (2008, S. 264) verglichen werden. Nach THIELE reagieren ärmere Haushalte, Singlehaushalte und ältere Haushalte etwas elastischer auf Preisänderungen bei Milch als ein durchschnittlicher Haushalt.



\* 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

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

<sup>13)</sup> 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.

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 Haushalten im Rentenalter eine 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 konnten 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 (2008) 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 Single-Haushalten 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 Bio-Markenmilch Aussagen getroffen werden, da die anderen Milchsorten dort in der Regel nicht angeboten werden.

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

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

Quelle: Eigene Berechnungen

Die Nachfrage zeigt sich bei allen Milchsorten in allen Vertriebstypen preisunelastisch und reagiert, mit Ausnahme von Bio-Handelsmarkenmilch, 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.

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 Bio-Handelsmarkenmilch und  $-0,11$  für Biomilch (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 Biomilch-Kaufes. Dabei gibt es zwischen den Käufern von Bio-Markenmilch und Bio-Handelsmarkenmilch 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 Bio-Markenmilch und  $-0,10$  für Bio-Handelsmarkenmilch. 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, Bio-Konsumenten 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 Biomilch-Käufer 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, Bio-Molkereien und Lebensmittelhändlern zu nutzen.

### **Handlungsmöglichkeiten für Biomilch-Hersteller 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 Biomilch-Absätze durch die Ansprache neuer Kundengruppen, oder durch Mehrkäufe der bisherigen Biomilch-Kunden 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 PLABMANN und HAMM (2009, 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 Biomilch-Preise zwar die Nachfragemenge steigen wird. Doch kann die Mengensteigerung die Preissenkung voraussichtlich nicht kompensieren, so dass der Umsatz infolge von Preisabsenkungen sinkt. Aus Perspektive der Hersteller und Einzelhändler wäre es folglich von Vorteil, die Preisauflagen bei Bioprodukten nicht zu reduzieren.

Neben Preisaktionen existieren andere Marketing-Maßnahmen, die zur Stimulierung der Nachfrage bisheriger Biomilch-Käufer erfolgversprechender 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 (WEINDLMAIER 2005), 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 Karte (BALZ 2008, 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 Bio-Molkerei mit einem innovativen Konzept ebenfalls gelingen: Die Schaffung eines Kult- bzw. Lifestyle-Getränks, 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 bspw. die Einführung von Biomilch in Betrieben der Gemeinschaftsverpflegung wie Schulen, Kantinen und Krankenhäusern unterstützt werden. Aber auch indirekt kann die Politik Einfluss auf die Biomilch-Nachfrage nehmen. Die Ergebnisse der Probit-Analyse implizieren, dass die Anzahl der Biomilch-Käufer 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 Biomilch-Marktes gewinnt neue Erkenntnisse zur Identität und zum Verhalten von Biomilch-Käufern. 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 (KROEBER-RIEL/WEINBERG 1999, S. 51ff.). 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. BALZ 2008; CICIA/ DEL GUIDICE/ SCARPA 2002; GOESSLER 2003; HUGHNER et al. 2007). 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 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 Biomilch-Nachfrage sprunghaft absinkt (Knick in der Nachfragefunktion), kann durch die Analyse von Daten eines Handelspanels beantwortet werden (vgl. z.B. HERRMANN/ MÖSER 2006).

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

## Literatur

- ARNDT-RAUSCH, B., 2009: Unterschiedlich ausgeprägtes Öko-Bewusstsein. In: Lebensmittel Zeitung, Ausgabe 18, 30.04.2009, S. 36.
- BALZ, M., 2008: Branchen im Blickpunkt: Die ökologische Lebensmittelwirtschaft. In: ifo Schnelldienst, Jg. 61, H. 9, S. 23–28.
- 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.
- BMAS Bundesministerium für Arbeit und Soziales, 2008: Lebenslagen in Deutschland. Der dritte Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung. Bonn.
- BÖLW Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft e.V., 2009: Zahlen, Daten, Fakten: Die Bio-Branche 2009. Berlin.
- BÖLW Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft e.V., 2010: Zahlen, Daten, Fakten: Die Bio-Branche 2010. Berlin.
- BOUMRA-MECHEMACHE, Z.; RÉQUILLART, V.; SOREGAROLI, C.; TRÉVISIOL, A., 2008: Demand for dairy products in the EU. In: Food Policy, Jg. 33, H. 7, S. 644-656.
- BRUHN, M., 2002: Die Nachfrage nach Bioprodukten. Eine Langzeitstudie unter besonderer Berücksichtigung von Verbrauchereinstellungen. Peter Lang, Frankfurt a.M.
- CICIA, 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.
- DEATON, A.; MUELLBAUER, J., 1980: Economics and Consumer behavior. Cambridge University Press, Cambridge.
- 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).
- FAHLBUSCH, M.; BAHR, A.; BRÜMMER, B.; SPILLER, A., 2009: Der Markt für Milch und Milch-erzeugnisse. In: Agrarwirtschaft, Jg. 58, H. 1, S. 36–52.
- 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.
- FENDEL, R., 2004: Paneldatenanalyse. Teil 1: Theoretische Grundlagen. In: Wirtschaft und Statistik, H. 12, S. 736–740.
- GERLACH, S.; SPILLER, A.; WOCKEN, C., 2006: Der Markt für Milch und Milchprodukte. In: Agrarwirtschaft, Jg. 55, H. 1, S. 29–50.
- 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.
- 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.
- GLASER, K.; THOMPSON, G.D., 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.
- GOESSLER, R. (Hrsg.), 2003: Bio-Frische im LEH. Fakten zum Verbraucherverhalten. Materialien zur Marktberichterstattung, Nr.45. ZMP-Verlag, Bonn.

- GOESSLER, R. (Hrsg.), 2007: Ökomarkt Jahrbuch 2007. Verkaufspreise im ökologischen Landbau. Materialien zur Marktberichterstattung, Nr.68. ZMP-Verlag, Bonn.
- GOESSLER, R. (Hrsg.), 2008: Ökomarkt Jahrbuch 2008. Verkaufspreise im ökologischen Landbau. Materialien zur Marktberichterstattung, Nr.77. ZMP-Verlag, Bonn.
- 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.
- 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.
- 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.
- HILL, H.; LYNCHHAUN, F., 2002: Organic milk: attitudes and consumption patterns. In: British Food Journal, Jg. 104, H. 7, S. 526–542.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- KROEBER-RIEL, W.; WEINBERG, P., 1999: Konsumentenverhalten. 7. Auflage, Verlag Franz Vahlen, München.
- 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.
- 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.
- MADDALA, G.S., 1983: Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics. Cambridge University Press, Cambridge.
- 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).
- MIV Milchindustrieverband, 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).
- 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.
- PLABMANN, S.; HAMM, U., 2009: Kaufbarriere Preis? - Analyse von Zahlungsbereitschaft und Kaufverhalten bei Öko-Lebensmitteln. Unveröffentlichter Abschlussbericht des Projektes 06OE119 des Bundesprogramms Ökologischer Landbau.

- RAMANATHAN, R., 1995: Introductory Econometrics with Applications. 5. Auflage, The Dryden Press, Harcourt Brace College Publishers, Fort Worth.
- 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.
- STBA Statistisches Bundesamt, 2006: Leben in Deutschland. Haushalte, Familien und Gesundheit – Ergebnisse des Mikrozensus 2005. Wiesbaden.
- 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, Jg. 87, H. 1, S. 153–182.
- 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.
- THOMPSON, G.D., 1998a: 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.
- THOMPSON, G.D., 1998b: Consumer Demand for Organic Foods. Beitrag auf der Jahrestagung der American Agricultural Economics Association, 02.-05. August 1998 in Salt Lake City, UT.
- THOMPSON, G.D.; KIDWELL, J., 1998: Explaining the Choice of organic produce, cosmetic defects, prices and consumer preferences. In: American Journal of Agricultural Economics, S. 7–287.
- WEINDLMAIER, H., 2005: Konsequentes Sowohl-als-auch. In: Lebensmittel Zeitung, Jg. 57, Ausgabe 38 vom 23.09.2005, S. 46.
- 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.
- WILDNER, S., 2000, Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung von Gesundheitsinformationen. Sonderhefte der Agrarwirtschaft, Nr. 169. Agrimedia, Bergen.
- WILL, B., 2009: Grüne Eigengewächse. In: Lebensmittel Zeitung, Ausgabe 18, 30.04.2009, S. 33.
- WOCKEN, C.; SPILLER, A., 2007: Der Markt für Milch und Milcherzeugnisse. In: Agrarwirtschaft, Jg. 56, H. 1, S. 26–47.
- WOCKEN, 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.
- WOOLDRIDGE, J.M., 2002: Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. Cambridge (Massachusetts), The MIT Press, London.
- 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.

## Anhang

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

Abhängige/ unabhängige Variable		Variablen- name	Mittelwert	Std. abw.	Min	Max
Biomarkenmilch-Käufer	Gelegenheitskäufer	biomahh	0,0824	0,2750	0	1
	Stammkäufer	biomahh12	0,0196	0,1386	0	1
Bio-Handelsmarkenmilch-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 - 54 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 € - 1249 €	y2	0,3830	0,4861	0	1
	1250 € - 1749 €	y3	0,2028	0,4021	0	1
	1750 € - 2249 €	y4	0,0871	0,2820	0	1
	≥ 2250 €	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	Bio-Markenmilch	lagqbiomarke	0,9923	10,7843	0	421
	Bio-Handelsmarkenmilch	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

Quelle: Eigene Berechnungen

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

Abhängige/ unabhängige Variable		Variablenname	Anz. Beobach- tungen	Mittelwert	Std. abw.	Min	Max
<b>Pro-Kopf-Nachfragemenge</b> (logarithmiert)	Bio-Markenmilch	lpcqbioma	19.525	-0,102	0,747	-2,485	3,689
	Bio-Handelsmarkenmilch	lpcqbioha	25.092	-0,219	0,721	-2,079	3,178
	Markenmilch	lpcqmarke	283.261	-0,146	0,821	-3,219	5,023
	Handelsmarkenmilch	lpcqhand	866.984	0,227	0,842	-3,466	4,682
<b>Preise</b> (tats. Einkaufspreise der Hh, real, logarithmiert)	Bio-Markenmilch	lrpreisbioma	19.525	-0,119	0,366	-2,326	2,711
	Bio-Handelsmarkenmilch	lrpreisbioha	25.092	-0,178	0,281	-1,894	2,244
	Markenmilch	lrpreismarke	283.261	-0,355	0,400	-3,390	2,947
	Handelsmarkenmilch	lrpreishand	866.984	-0,646	0,330	-3,915	0,658
<b>Preise</b> (Durchschnittswerte für alle Hh, real, logarithmiert)	Bio-Markenmilch	lrpbioma	1.110.363	-0,102	0,289	-0,241	2,103
	Bio-Handelsmarkenmilch	lrpbioha	1.110.363	-0,158	0,294	-0,273	2,095
	Markenmilch	lrpmarke	1.110.363	-0,370	0,307	-2,637	-0,045
	Handelsmarkenmilch	lrphand	1.110.363	-0,652	0,310	-2,920	-0,316
<b>Nettoäquivalenzeinkommen</b>		lrpcydez	1.110.363	7,139	0,440	4,517	8,734
<b>Trend-Variable</b>		t	1.110.363	110,359	59,912	1	210
<b>Kinderzahl</b>		kids18	1.110.363	0,601	0,938	0	6
<b>Kinder unter 7 J.</b>	(Dummyvariable)	kids07	1.110.363	0,154	0,361	0	1
<b>Haushaltsgröße</b>		hhgr	1.110.363	2,612	1,223	1	8
<b>Verbrauch im Vorquartal</b> (Pro-Kopf-Verbrauchsmenge)	Bio-Markenmilch	pclagqbioma	1.110.363	0,170	1,508	0	79
	Bio-Handelsmarkenmilch	pclagqbioha	1.110.363	0,186	1,421	0	83,5
	Markenmilch	pclagqmarke	1.110.363	2,024	4,519	0	187,5
	Handelsmarkenmilch	pclagqhand	1.110.363	9,377	10,665	0	244
<b>Saison-Variablen</b>	(Dummyvariable)	fruehling	1.110.363	0,260	0,438	0	1
	(Dummyvariable)	sommer	1.110.363	0,247	0,431	0	1
	(Dummyvariable)	herbst	1.110.363	0,251	0,434	0	1
	(Dummyvariable)	winter	1.110.363	0,253	0,434	0	1
<b>Bildungsniveau</b>	(Kalenderführer)	bildkal	1.110.363	4,669	2,266	1	8
<b>Beruf</b>	(Hauptverdiener)	beruf	1.110.363	4,676	1,348	1	6
<b>Alter</b>	(Kalenderführer)	alterkal	1.110.363	3,270	1,602	1	6
<b>Singlehaushalt</b>	(Dummyvariable)	single	1.110.363	0,173	0,378	0	1

Quelle: Eigene Berechnungen

Nr. 1 –40: siehe Agrarökonomische Diskussionsbeiträge Nr. 72.

41. Manfred WIEBELT, Allgemeine Wirtschaftspolitik und Agrarsektorentwicklung in Entwicklungsländern - Eine allgemeine Gleichgewichtsanalyse. Februar 1997, 31 Seiten.  
(als erweiterte Fassung erschienen unter dem Titel "Wie beeinflusst die allgemeine Wirtschaftspolitik die Landwirtschaft? Transmissionsmechanismen und ihre quantitative Bedeutung" in "Berichte über Landwirtschaft", Band 75 (1997), Heft 4, S. 515-538)
42. Kerstin PFAFF und Eva BEIMDICK, Der internationale Teemarkt: Marktüberblick, Protektionsanalyse und Entwicklung ökologisch erzeugten Tees. Februar 1997, 38 Seiten.
43. Anke GIERE, Roland HERRMANN und Katja BÖCHER, Wie beeinflussen Ernährungsinformationen den Nahrungsmittelkonsum im Zeitablauf? Konstruktion eines Ernährungsinformationsindexes und ökonometrische Analyse des deutschen Butterverbrauchs. Mai 1997, 44 Seiten.  
(gekürzte und geänderte Fassung erschienen unter dem Titel "Ernährungsinformationen und Nahrungsmittelkonsum: Theoretische Überlegungen und empirische Analyse am Beispiel des deutschen Buttermarktes" in "Agrarwirtschaft", Jg.46 (1997), Heft 8/9, S.283-293)
44. Joachim KÖHNE, Die Bedeutung von Preisverzerrungen für das Wirtschaftswachstum der Reformländer in Mittel- und Osteuropa. September 1997, 16 Seiten.
45. Christoph R. WEISS, Firm Heterogeneity and Demand Fluctuations: A Theoretical Model and Empirical Results. September 1997, 16 Seiten.
46. Roland HERRMANN und Claudia RÖDER, Some Neglected Issues in Food Demand Analysis: Retail-Level Demand, Health Information and Product Quality. Oktober 1997, 27 Seiten.  
(überarbeitete Fassung erschienen in „Australian Journal of Agricultural and Resource Economics“, Vol.42, No.4, 1998, S. 341-367)
47. Timothy JOSLING, The WTO, Agenda 2000 and the Next Steps in Agricultural Policy Reform. Mai 1998, 46 Seiten.
48. Kerstin PFAFF, Marktstruktur- und Preisasymmetrieanalyse der Fleischbranche in Mittelhessen. September 1998, 60 Seiten.
49. Kerstin PFAFF und Marc C. KRAMB, Veterinärhygiene- und Tierseuchenrecht: Bedeutender Standortnachteil für Erzeuger und Schlachthöfe in Hessen? Oktober 1998, 22 Seiten.
50. Axel REINHARDT, Determinanten der Investitionsaktivitäten der Ernährungsindustrie. Empirische Ergebnisse für die deutsche Fruchtsaftindustrie. Dezember 1998, 34 Seiten.
51. Roland HERRMANN, Claudia RÖDER und John M. CONNOR, How Market Structure Affects Food Product Proliferation: Theoretical Hypotheses and New Empirical Evidence for the U.S. and the German Food Industries. Februar 1999, 58 Seiten.
52. Roland HERRMANN und Richard SEXTON, Redistributive Implications of a Tariff-rate Quota Policy: How Market Structure and Conduct Matter. März 1999, 60 Seiten.  
(ein Teil wurde in stark veränderter Form unter dem Titel "Market Conduct and Its Importance for Trade Policy Analysis: The European Banana Case" veröffentlicht in: MOSS, C., G. RAUSSER, A. SCHMITZ, T. TAYLOR und D. ZILBERMAN (eds.) (2001), Agricultural Globalization, Trade and the Environment. Dordrecht: Kluwer Academic Press, S. 153-177)
53. Stanley R. THOMPSON und Martin T. BOHL, International Wheat Price Transmission and CAP Reform. Juni 1999, 11 Seiten.
54. Michaela KUHL und P. Michael SCHMITZ, Macroeconomic Shocks and Trade Responsiveness in Argentina – A VAR Analysis. Juni 1999, 19 Seiten und Anhang.  
(erschieden in "Konjunkturpolitik", Jg. 46, 2000, Heft 1/2, S. 62-92)
55. Roland HERRMANN, Johannes HARSCHKE und Kerstin PFAFF, Wettbewerbsnachteile der Landwirtschaft durch unvollkommene Märkte und mangelnde Erwerbsalternativen? Juni 1999, 17 Seiten.  
(etwas gekürzte Fassung erschienen in "Zeitschrift für Kulturtechnik und Landentwicklung", Heft 5/6, 1999, S.282-288)



56. Stanley R. THOMPSON und Wolfgang GOHOUT, CAP Reform, Wheat Instability and Producer Welfare. August 1999, 15 Seiten.
57. Silke SCHUMACHER, Nachwachsende Rohstoffe in Hessen: Analyse und Bewertung anhand des Fallbeispiels Raps. August 1999, 24 Seiten.
58. Ernst-August NUPPENAU, Nature Preservation as Public Good in a Community of Farmers and Non-Farm Residents: Applying a Political Economy Model to Decisions on Financial Contributions and Land Allocation. August 1999, 40 Seiten.  
(wurde in veränderter Form unter dem Titel "Public Preferences, Statutory Regulations and Bargaining in Field Margin Provision for Ecological Main Structures" veröffentlicht in "Agricultural Economics Review", Vol. 1 (2000), No. 1, S. 19-32)
59. Stanley R. THOMPSON, Roland HERRMANN und Wolfgang GOHOUT, Agricultural Market Liberalization and Instability of Domestic Agricultural Markets: The Case of the CAP. März 2000, 18 Seiten.  
(erschieden in "American Journal of Agricultural Economics", Vol. 82 (2000), No. 3, S. 718-726)
60. Roland HERRMANN, Marc KRAMB und Christina MÖNNICH, The Banana Dispute: Survey and Lessons. September 2000, 29 Seiten.  
(gekürzte und stark veränderte Fassung erschienen in „Quarterly Journal of International Agriculture“, Vol. 42 (2003), No. 1, S. 21-47)
61. Roland HERRMANN, Stephanie KRISCHIK-BAUTZ und Stanley R. THOMPSON, BSE and Generic Promotion of Beef: An Analysis for 'Quality from Bavaria'. Oktober 2000, 18 Seiten.  
(geänderte Fassung erschienen in „Agribusiness – An International Journal“, Vol. 18 (2002), No. 3, S. 369-385)
62. Andreas BÖCKER, Globalisierung, Kartelle in der Ernährungswirtschaft und die Möglichkeit der Neuen Industrieökonomie zur Feststellung von Kollusion. November 2000, 37 Seiten.
63. Kerstin PFAFF, Linkages Between Marketing Levels in the German Meat Sector: A Regional Price Transmission Approach with Marketing-Cost Information. Mai 2001, 17 Seiten.  
(stark überarbeitete Fassung erschienen unter dem Titel „Processing Costs and Price Transmission in the Meat Marketing Chain: Analysis for a German Region“, in „Journal of International Food and Agribusiness Marketing“, Vol. 15 (2003), Nos. 1/2, S. 7-22 von Kerstin PFAFF, Sven ANDERS und Roland HERRMANN)
64. Roland HERRMANN, Anke MÖSER und Elke WERNER, Neue empirische Befunde zur Preissetzung und zum Verbraucherverhalten im Lebensmitteleinzelhandel. Mai 2001, 28 Seiten.  
(stark veränderte Fassung erschienen in „Agrarwirtschaft“, Jg. 51 (2002), Heft 2, S. 99-111)
65. Stanley R. THOMPSON, Wolfgang GOHOUT und Roland HERRMANN, CAP Reforms in the 1990s and Their Price and Welfare Implications: The Case of Wheat. Dezember 2001, 14 Seiten.  
(erschieden in „Journal of Agricultural Economics“, Vol. 53 (2002), No. 1, S. 1-13)
66. Andreas BÖCKER, Extending the Application of Experimental Methods in Economic Analysis of Food-Safety Issues: A Pilot Study on the Impact of Supply Side Characteristics on Consumer Response to a Food Scare. Juni 2002, 30 Seiten.  
(veränderte Fassung erschienen unter dem Titel „Consumer response to a food safety incident: Exploring the role of supplier differentiation in an experimental study“ in „European Review of Agricultural Economics“, Vol. 29 (2002), No. 1, S. 29-50)
67. Andreas BÖCKER, Perception of Food Hazards – Exploring the Interaction of Gender and Experience in an Experimental Study. Juni 2002, 24 Seiten.  
(stark veränderte Fassung erschienen unter dem Titel „Geschlechterdifferenzen in der Risikowahrnehmung bei Lebensmitteln genauer betrachtet: Erfahrung macht den Unterschied“ in „Hauswirtschaft und Wissenschaft“, Jg. 29 (2002), Heft 2, S. 65-75)
68. Roland HERRMANN und Anke MÖSER, Preisrigidität oder Preisvariabilität im Lebensmitteleinzelhandel? Theorie und Evidenz aus Scannerdaten. Juni 2002, 29 Seiten.  
(erschieden in „Konjunkturpolitik“, Jg. 48 (2002), Heft 2, S. 199-227)

69. Sven ANDERS, Johannes HARSCHE und Roland HERRMANN, The Regional Incidence of European Agricultural Policy: Measurement Concept and Empirical Evidence. Oktober 2002, 18 Seiten.  
(wesentlich überarbeitete Fassung erschienen unter dem Titel „Regional Income Effects of Producer Support under the CAP“ in „Cahiers d’Economie et Sociologie Rurales“, No. 73, 2004, S. 104-121 von Sven ANDERS, Johannes HARSCHE, Roland HERRMANN und Klaus SALHOFER)
70. Roland HERRMANN, Nahrungsmittelqualität aus der Sicht der Verbraucher und Implikationen für Pflanzenproduktion und Politik. Juni 2003, 16 Seiten.
71. Sven ANDERS, Agrarökonomische Analyse regionaler Versorgung. November 2003, 20 Seiten.  
(erschieden in: T. MARAUHN und S. HESELHAUS (Hrsg.) (2004), „Staatliche Förderung für regionale Produkte“, Mohr Siebeck, Tübingen, S. 73-92)
72. Sabine KUBITZKI, Sven ANDERS und Heiko HANSEN, Branchenspezifische Besonderheiten im Innovationsverhalten des Ernährungsgewerbes: Eine empirische Analyse des Mannheimer Innovationspanels. Dezember 2003, 23 Seiten.  
(erweiterte Fassung von S. KUBITZKI und S. ANDERS, erschienen in „Agrarwirtschaft (German Journal of Agricultural Economics)“, Jg. 54 (2005), Heft 2, S. 101-111)
73. Roland HERRMANN und Anke MÖSER, Psychological Prices of Branded Foods and Price Rigidity: Evidence from German Scanner Data. März 2004, 27 Seiten.  
(stark veränderte Fassung erschienen in „Agribusiness – An International Journal“, Vol. 22 (2006), No. 1, S. 51-67)
74. Roland HERRMANN, Sven ANDERS und Stanley THOMPSON, Übermäßige Werbung und Marktsegmentierung durch staatliche Förderung der Regionalvermarktung: Eine theoretische Analyse. März 2004, 18 Seiten.  
(erweiterte Fassung erschienen in „Agrarwirtschaft (German Journal of Agricultural Economics)“, Jg. 54, Heft 3 (2005), S. 171-181)
75. Andreas BÖCKER, Jochen HARTL, Christoph KLIEBISCH und Julia ENGELKEN, Extern segmentierte Laddering-Daten: Wann sind Segmentvergleiche zulässig und wann Unterschiede zwischen Segmenten signifikant? - Ein Vorschlag für einen Homogenitätstest. März 2005, 62 Seiten.
76. Sven ANDERS, Measuring Market Power in German Food Retailing: Regional Evidence. März 2005, 16 Seiten.
77. Heiko HANSEN und Johannes HARSCHE, Die Förderung landwirtschaftlicher Erzeugnisse durch die Europäische Agrarpolitik: Regionale Auswirkungen in Deutschland und Bestimmungsgründe. April 2005, 13 Seiten.  
(erschieden in: Unternehmen im Agrarbereich vor neuen Herausforderungen, Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e. V., Band 41, 2006, S. 471-481)
78. Johannes HARSCHE, Die Bestimmungsgründe der Agrarförderung in Industrieländern und Schwellenländern. Mai 2005, 14 Seiten.
79. Jochen HARTL und Roland HERRMANN, The Role of Business Expectations for New Product Introductions: A Panel Analysis for the German Food Industry. Oktober 2005, 18 Seiten.  
(etwas veränderte Fassung erschienen in „Journal of Food Distribution Research“, Vol. 37 (2006), No. 2, S. 12-22)
80. Sven ANDERS, Johannes HARSCHE, Roland HERRMANN, Klaus SALHOFER und Ramona TEUBER, The Regional Allocation of EU Producer Support: How Natural Conditions and Farm Structure Matter. Januar 2006, 32 Seiten.  
(überarbeitete Fassung erschienen unter dem Titel „The Interregional and Intertemporal Allocation of EU Producer Support: Magnitude and Determinants“ in „Jahrbuch für Regionalwissenschaft“ – Review of Regional Research“, Vol. 27 (2007), No. 2, S. 171-193)
81. Sven ANDERS, Stanley THOMPSON und Roland HERRMANN, Markets Segmented by Regional-Origin Labelling with Quality Control. Mai 2007, 27 Seiten  
(erschieden in „Applied Economics“, Vol. 41 (2009), Issue 3, S. 311-321)

82. Heiko HANSEN und Yves SURRY, Die Schätzung verfahrensspezifischer Faktoreinsatzmengen für die Landwirtschaft in Deutschland. Juni 2007, 14 Seiten.  
(erschienen in: Good Governance in der Agrar- und Ernährungswirtschaft, Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e. V., Band 42, 2007, S. 439-449)
83. Meike HENSELEIT, Sabine KUBITZKI, Daniel SCHÜTZ und Ramona TEUBER, Verbraucherpräferenzen für regionale Lebensmittel - Eine repräsentative Untersuchung der Einflussfaktoren -. Juni 2007, 26 Seiten.  
(in veränderter Form erschienen in "Berichte über Landwirtschaft", Band 85 (2007), Heft 2, S. 214-237)
84. Sabine KUBITZKI und Wiebke SCHULZ, Das Nachfrageverhalten bei regionalen Spezialitäten: Das Beispiel Apfelwein in Hessen. Juli 2007, 21 Seiten.  
(überarbeitete Fassung erschienen in "Jahrbuch der Absatz- und Verbrauchsforschung", Jg. 53 (2007), Heft 2, S. 208-224)
85. Jochen HARTL, Anwendung der Meta-Analyse zur Identifizierung von Determinanten der Zahlungsbereitschaft für genetisch veränderte Lebensmittel. September 2007, 32 Seiten.
86. Heiko HANSEN, Temporal Instability and Redistributive Dynamics of Gross Transfers Arising from EU's Common Agricultural Policy. November 2007, 12 Seiten.
87. Michael GAST und Roland HERRMANN, Determinants of Foreign Direct Investment of OECD Countries, 1991-2001. Juli 2008, 23 Seiten.  
(revidierte Fassung erschienen in "International Economic Journal", Vol. 22 (2008), No. 4, S. 509-524)
88. Gergely SZOLNOKI, Dieter HOFFMANN und Roland HERRMANN, Quantifizierung des Einflusses der äußeren Produktgestaltung auf die Geschmacksbewertung und auf die Kaufbereitschaft bei Wein mittels eines Charakteristika-Modells. Juli 2008, 20 Seiten.
89. Jochen HARTL und Roland HERRMANN, Do They Always Say No? German Consumers and Second-Generation GM Foods., Oktober 2009, 18 Seiten.  
(revidierte Fassung erschienen in "Agricultural Economics", Vol. 40 (2009), No. 5, S. 551-560)
90. Rüdiger ELSHOLZ, Regionale Wohlfahrtseffekte der Gemeinsamen Europäischen Agrarpolitik. November 2009, 17 Seiten.
91. Rebecca SCHRÖCK, Determinanten der Nachfrage nach Biomilch. Eine ökonometrische Analyse. Januar 2011, 37 Seiten.