



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search  
<http://ageconsearch.umn.edu>  
[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

# WIE SENSIBEL REAGIEREN DEUTSCHE VERBRAUCHER AUF PREISÄNDERUNGEN BEI BIO-EIERN? EINE NACH- FRAGEANALYSE MIT HAUSHALTSPANEL-DATEN

Rebecca Schröck

Rebecca.Schroeck@ernaehrung.uni-giessen.de

Institut für Agrarpolitik und Marktforschung, Justus-Liebig-Universität  
Giessen, Senckenbergstr. 3, 35390 Giessen



2011

*Vortrag anlässlich der 51. Jahrestagung der GEWISOLA  
„Unternehmerische Landwirtschaft zwischen Marktanforderungen und ge-  
sellschaftlichen Erwartungen“  
Halle, 28. bis 30. September 2011*

Copyright 2011 by authors. All rights reserved. Readers may make verbatim copies of this document for non-commercial purposes by any means, provided that this copyright notice appears on all such copies.

# WIE SENSIBEL REAGIEREN DEUTSCHE VERBRAUCHER AUF PREISÄNDERUNGEN BEI BIO-EIERN? EINE NACHFRAGEANALYSE MIT HAUSHALTSPANEL-DATEN

## Zusammenfassung

Die Studie analysiert die Nachfrage nach Eiern aus konventioneller und ökologischer Erzeugung in Deutschland auf der Basis von Daten des Haushaltspanels der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK) für frische Lebensmittel. Die Datengrundlage ist in ihrer Größe und ihrem Informationsgehalt einzigartig, da sie Einkäufe von mehr als 13.000 Haushalten über einen Fünfjahreszeitraum abbildet.

Es wird eine zweistufiges Schätzverfahren angewandt. Im ersten Schritt wird mit einer Probit-Analyse untersucht, welche Faktoren die Kaufwahrscheinlichkeit für die untersuchten Eiersorten beeinflussen. Im zweiten Schritt liefert die Schätzung eines Linear Approximated Almost Ideal Demand Systems (LA/AIDS) detaillierte Preis- und Ausgabenelastizitäten. Dabei berücksichtigt die Studie die Heterogenität der Haushalte, dynamische Aspekte der Nachfrage und den hohen Anteil von Nullbeobachtungen im Datensatz.

Während bisherige Arbeiten stets zu dem Ergebnis kamen, dass die Nachfrage nach Bio-Produkten deutlich elastischer ist als die Nachfrage nach konventionellen Lebensmitteln, ermittelt die vorgestellte Studie für Deutschland eine unelastische Nachfrage sowohl für konventionelle als auch für Bio-Eier. Außerdem zeigt sich, dass die Preissensibilität der Verbraucher bei Bio-Eiern mit zunehmender Marktreife des Bio-Marktes abgenommen hat.

**Schlüsselbegriffe:** Bio-Eier, Haushaltspanel, LA/AIDS, Preiselastizitäten, Deutschland

## PRICE RESPONSIVENESS OF GERMAN CONSUMERS REGARDING ORGANIC EGGS A DEMAND SYSTEM ANALYSIS BASED ON HOUSEHOLD PANEL DATA

### Abstract

This paper provides price and expenditure elasticity estimates for organic and conventional eggs. The analysis is based on the *GfK FreshFood* Scanner panel dataset which comprises purchase information as well as sociodemographic characteristics of the households. The underlying panel is a unique dataset covering grocery purchases of 13,000 households over a sample period of five years.

A two-step estimation procedure is applied. First, a probit regression examines which household characteristics affect the probability to buy organic and conventional eggs. Second, a Linear Approximated Almost Ideal Demand System (LA/AIDS) provides detailed demand elasticity estimates. Thereby, the study accounts for sociodemographic heterogeneity of households as well as for dynamic aspects of demand and for censoring.

While in previous studies the demand for organic food was found to be highly elastic, the present analysis suggests that in Germany price elasticities for conventional as well as for organic eggs move in the range of unity. Furthermore, price responsiveness of organic consumers declines over time.

**Keywords:** Organic eggs, Household Panel, LA/AIDS, Price elasticities, Germany

## **1 Einleitung**

Der deutsche Bio-Markt ist der größte Europas. 2010 betrug der Umsatz mit Bio-Lebensmitteln 5,9 Mrd. Euro und hatte damit einen Anteil von 3,5 % am gesamten deutschen Lebensmittelmarkt (BÖLW 2011). Bedingt durch den Eintritt des klassischen Lebensmitteleinzelhandels (LEH) in die Vermarktung von Bio-Lebensmitteln und die zunehmende Ausdifferenzierung der Bio-Sortimente konnte sich der Bio-Markt im letzten Jahrzehnt mehr als verdoppeln (AMI 2011a). Die Warengruppe Eier hat eine besondere Bedeutung für den Bio-Markt und dessen Wachstum. Zum einen waren Eier neben Milch und einigen Gemüsesorten wie Kartoffeln und Karotten eines der ersten Produkte, die flächendeckend auch im LEH und im Discount gelistet wurden. Zum anderen ist der Bio-Anteil in der Warengruppe Eier außergewöhnlich hoch: Der Umsatzanteil von Bio-Eiern an der gesamten Eiernachfrage deutscher Privathaushalte lag 2010 bei rund 7 % und damit deutlich höher als in anderen Warengruppen wie Frischgemüse (5,4 %), Konsummilch (3,8 %) oder Fleisch (0,9 %) (AMI 2011a).

Gemeinsames Ergebnis bisheriger Nachfrageanalysen nach Bio-Lebensmitteln ist, dass Verbraucher bei ökologischen Produkten deutlich sensibler auf Preisänderungen reagieren als bei konventionellen (z.B. JONAS & ROOSEN 2008; HSIEH et al. 2009). Außerdem gibt es Hinweise, dass die Preissensibilität der Verbraucher im Zeitablauf, d.h. mit zunehmender Marktreife, abnimmt (z.B. GLASER & THOMPSON 1998, 2000). Jedoch wurden vornehmlich die Warengruppen Frischmilch sowie Obst und Gemüse untersucht und die Analysen wurden zum Großteil für den U.S.-amerikanischen Markt durchgeführt. Für Deutschland und speziell für die Warengruppe Eier mangelt es bislang an empirischer Evidenz. Das Ziel der vorliegenden Studie ist es deshalb, die Preiselastizitäten der Nachfrage nach ökologisch und konventionell erzeugten Eiern auf Basis aktueller Marktdaten zu analysieren.

Die Studie leistet sowohl aus inhaltlicher als auch aus methodischer Sicht einen wichtigen Beitrag zur bestehenden Literatur. Die Preiselastizitäten der Nachfrage werden mit Hilfe des so genannten „Linear Approximated Almost Ideal Demand Systems“ (LA/AIDS) geschätzt. Das klassische LA/AIDS wird dabei verfeinert, sodass (a) soziodemografische Haushaltsmerkmale einbezogen werden, (b) dynamische Anpassungsprozesse Berücksichtigung finden und (c) der hohen Anzahl an Nullbeobachtungen im Datensatz Rechnung getragen wird.

Da der zur Verfügung stehende Datensatz, das GfK Haushaltspanel für frische Lebensmittel, Einkäufe in allen Geschäftstypen inklusive Naturkosthandel und Direktvermarktung erfasst und innerhalb der Warengruppe Eier detailliert zwischen verschiedenen Haltungsformen unterschieden wird, kann die vorgestellte Arbeit den Besonderheiten des (Bio-)Eiermarktes und den Veränderungen in der Sortimentsstruktur der letzten Jahre Rechnung tragen. Es werden fünf „Produkte“ definiert: Drei Eiersorten aus konventioneller Erzeugung (Eier aus Käfighaltung, Bodenhaltung und Freilandhaltung), Eier aus ökologischer Erzeugung und sonstige Eier, die keiner der vorherigen Gruppen eindeutig zugeordnet werden konnten.

Der Artikel gliedert sich wie folgt. Kapitel zwei gibt einen kurzen Überblick über die Literatur. In Kapitel drei wird das methodische Konzept erläutert. Kapitel vier stellt die Datengrundlage vor. In Kapitel fünf werden die Ergebnisse dargestellt und diskutiert. Dabei liegt der Fokus der Ergebnispräsentation auf den berechneten Preiselastizitäten. Kapitel sechs liefert eine Zusammenfassung und gibt einen kurzen Ausblick.

## **2 Literaturüberblick**

Vor dem Hintergrund der positiven Marktentwicklung hat auch das wissenschaftliche Interesse am Bio-Markt zugenommen. Insbesondere mit Befragungsstudien wurden dabei Einstellungen zu Bio-Lebensmitteln (z.B. HUANG 1996; WILLIAMS & HAMMITT 2000; ZEPEDA & LI 2007) oder die Zahlungsbereitschaft für ökologisch erzeugte Lebensmittel ermittelt (z.B. MISRA et al. 1991; FRICKE 1996; ZMP 2003; TAGBATA & SIRIEIX 2008; PLABMANN & HAMM 2009; AKAICHI et al. 2010). Es hat sich jedoch gezeigt, dass das in Befragungen angegebene

Kaufverhalten nur selten mit dem realisierten Kaufverhalten übereinstimmt (z.B. RODDY et al. 1996; FRYKBLUM 1997; NIESSEN & HAMM 2007). Folglich ist es wichtig, Verbraucher nicht nur zu befragen, sondern auch ihr tatsächliches Einkaufsverhalten zu analysieren.

Bisherige Arbeiten zur Nachfrageanalyse nach Bio-Lebensmitteln lassen sich zwei Forschungsrichtungen zuordnen. Auf der einen Seite wird das Konsumentenprofil mit Blick auf soziodemografische Merkmale sowie Werte und Einstellungen untersucht. Auf der anderen Seite wird das Kaufverhalten von Bio-Kunden und vor allem ihre Reaktionen auf Preis- und Einkommensänderungen quantitativ analysiert.

Studien, die der Frage nach dem soziodemografischen Profil von Bio-Kunden nachgehen, kommen zu unterschiedlichen, teilweise widersprüchlichen Ergebnissen. Untersuchungen aus den USA legen nahe, dass Bio-Käufer vornehmlich weiblich, verheiratet sowie relativ wohlhabend und gebildet sind (z.B. THOMPSON 1998; HUGHNER et al. 2007; SMITH, HUANG & LIN 2009; DETTMANN & DIMITRI 2010). Auch für Deutschland bzw. die deutschen Bio-Käufer existiert eine Reihe an Studien (z.B. BRUHN 2002; ZMP 2003; JONAS & ROOSEN 2008; RIEFER & HAMM 2009; BUDER et al. 2010). Doch die ermittelten Konsumentenprofile sind vor allem in Bezug auf Alter, Bildung und Kinderzahl keineswegs homogen. Darüber hinaus unterscheiden sie sich nicht nur nach Zeitpunkt und Ort der Untersuchung, sondern auch nach Untersuchungsmethode und betrachteter Warengruppe. Deshalb ist es wichtig, diese Einflussfaktoren in zukünftigen Studien explizit zu spezifizieren und besonders zu berücksichtigen.

Quantitative Untersuchungen, welche die Nachfrage nach Bio-Lebensmitteln auf Basis tatsächlicher Kaufdaten analysieren und Nachfrageelastizitäten schätzen, sind sehr rar. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die bestehende Literatur. Die zitierten Studien analysieren mehrheitlich Scannerdaten aus Handels- oder Haushaltspanels mit Hilfe von Nachfragesystemen (vgl. Spalte 5). Es wird deutlich, dass sich die Untersuchungen bislang auf wenige Warengruppen aus dem Bereich der frischen Lebensmittel konzentrieren.

**Tabelle 1: Studien zur quantitativen Nachfrageanalyse bei Bioprodukten**

Autoren	Land	Untersuchungszeitraum	Produktgruppe	Schätzmethode	Eigenpreiselastizitäten	
					konv.	Bio
GLASER & THOMPSON (1998)	USA	1990-1996	Tiefkühl-Gemüse	AIDS	-0,6 bis -1,04	-1,63 bis -2,27
GLASER & THOMPSON (2000)	USA	1988 - 1999	Milch	AIDS	-0,66 bis -0,73	-3,64
DHAR & FOLTZ (2005)	USA	2004	Milch	Q-AIDS	-1,04	-1,37
BUNTE et al. (2007)	NL	2005-2006	Eier (u.a.)	LA/AIDS	-0,99	-0,99
ANDERS & MÖSER (2008)	Kanada	2000-2007	Fleisch	AIDS	-0,23 bis -1,40	-0,61 bis -2,71
JONAS & ROOSEN (2008)	D	2000-2003	Milch	LA/AIDS	-0,96 bis -1,01	-10,17
LIN, YEN & HUANG (2008)	USA	2006	Obst	Translog-Nachfragesystem	-0,49 bis -0,85	-1,06 bis -3,54
HSIEH et al. (2009)	USA	2000-2005	Kartoffeln	GAIDS	-0,55 bis -1,62	-1,36
MONIER et al. (2009)	FR	2005	Eier	LA/AIDS	-0,78	-2,38
ALVIOLA & CAPPS (2010)	USA	2004	Milch	Heckman two-step procedure	-0,87	-2,00
CHOI & WOHLGENANT (2010)	USA	2004-2005	Milch	LA/AIDS	-1,36	-1,91

Quelle: Eigene Zusammenstellung.

Das gemeinsame Ergebnis der zitierten Arbeiten ist, dass sich die Nachfrage nach Bio-Lebensmitteln deutlich preiselastischer darstellt als die Nachfrage nach den jeweiligen konventionellen Pendanten (vgl. Spalten 6 und 7). Zu beachten ist, dass diese Studien in früheren Phasen des Bio-Marktes durchgeführt wurden (vgl. Spalte 3). Da der Bio-Markt im letzten Jahrzehnt deutlich gewachsen ist, ist es wahrscheinlich, dass sich auch das Verhalten und die Preissensibilität der Verbraucher heutzutage anders gestalten als vor einigen Jahren. GLASER und THOMPSON (1998, 8; 2000, 15), die Eigenpreiselastizitäten der Nachfrage nach (Bio-)Tiefkühl-Gemüse und nach (Bio-)Milch in den USA für verschiedene Zeiträume geschätzt haben, konnten für beide Warengruppen feststellen, dass die Preissensibilität der Verbraucher bei den Bio-Produkten im Zeitablauf abgenommen hat, während sie bei den konventionellen Produkten konstant blieb.

Speziell für die Warengruppe Bio-Eier mangelt es bislang an empirischer Evidenz. Einzig die Studien von MONIER et al. (2009) und BUNTE et al. (2007) berechnen Preiselastizitäten für Bio-Eier in Frankreich bzw. den Niederlanden. Beide Arbeiten unterscheiden nur zwischen konventionellen und Bio-Eiern, nicht aber zwischen verschiedenen Haltungsformen. Nach BUNTE et al. (2007) gibt es keinen Unterschied in der Höhe der Eigenpreiselastizität zwischen konventionell und ökologisch erzeugten Eiern. Die Autoren berechnen für beide Eiersorten einen Wert von -0,99, der jedoch nur für konventionelle Eier signifikant ist. Nach MONIER et al. (2009) zeigt sich die Nachfrage nach Bio-Eiern in Frankreich mit einer Eigenpreiselastizität von -2,38 deutlich elastischer als die Nachfrage nach konventionellen Eiern (-0,78).

### 3 Methodisches Vorgehen

In Übereinstimmung mit der bisherigen Forschung wird die Nachfrage nach ökologischen und konventionellen Eiern mit Hilfe eines Nachfragesystems, des Almost Ideal Demand Systems (AIDS; vgl. DEATON & MUELLBAUER 1980), untersucht. Dabei wird angenommen, dass die Nachfrage nach Eiern unabhängig von der Nachfrage nach anderen Lebensmitteln ist. Das bedeutet, es wird von einer zweistufigen Budgetallokation ausgegangen: In einem ersten Schritt entscheiden die Haushalte, welchen Anteil ihres Budgets sie für Eier ausgeben. Im zweiten Schritt verteilen die Haushalte die Ausgaben für Eier auf die verschiedenen Produkte, das heißt auf die untersuchten Eiersorten. Es wird angenommen, dass Haushalte dabei ihren Nutzen maximieren und gleichzeitig ihre Budgetrestriktion für Eier,  $x_{ht}$ , beachten. Als abhängige Variable werden Ausgabenanteile untersucht. Der Ausgaben- bzw. Budgetanteil des Haushaltes  $h$  für die Eiersorte  $i$  in der Periode  $t$ ,  $w_{iht}$ , wird im AIDS wie folgt ausgedrückt:

$$(1) \quad w_{iht} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_{jht} + \beta_i \log(x_{ht}/P_{ht}^*) + u_{iht} .$$

$n$  bezeichnet die Anzahl der verschiedenen Produkte im Nachfragesystem (d.h. die Eiersorten),  $p_j$  ist der Preis der Eiersorte  $j$  und  $u$  ist der Fehlerterm.  $P_{ht}$  bezeichnet den Preisindex.  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  und  $u$  sind die zu schätzenden Parameter. Um die Komplexität der Berechnungen zu reduzieren, findet das lineare LA/AIDS Anwendung, das den ursprünglich im AIDS enthaltenen, nicht-linearen Translog-Preisindex durch den linearen Stone-Index ersetzt:

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

$\bar{w}$  steht dabei für den durchschnittlichen Ausgabenanteil in der Stichprobe. Gemäß der mikroökonomischen Theorie soll das durch die Gleichungen (1) und (2) definierte LA/AIDS die Bedingungen der Additivität ( $\sum_i \alpha_i = 1$ ,  $\sum_i \beta_i = 1$ ,  $\sum_i \gamma_{ij} = 0$ ), der Homogenität ( $\sum_j \gamma_{ij} = 0$ )

und der Symmetrie ( $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ ) erfüllen.

Im Folgenden wird das Nachfragesystem weiterentwickelt, um (a) soziodemografische Merkmale der Haushalte in das Modell zu integrieren, (b) dynamische Anpassungsprozesse im

Verbraucherverhalten der letzten Jahre zu berücksichtigen und (c) der hohen Anzahl von Nullbeobachtungen im Datensatz Rechnung zu tragen.

Die Lebensmittelauswahl wird durch soziodemografische Merkmale der Konsumenten beeinflusst (GOULD, COX & PERALI 1991, 213). Um diese Einflüsse im Modell zu berücksichtigen, wird die oben erläuterte Modellspezifikation des LA/AIDS mit Hilfe der Methode der „demographischen Translation“ erweitert. Diese Methode bewahrt die Linearität des Nachfragesystems und berücksichtigt soziodemografische Einflüsse sowohl auf den Achsenabschnitt als auch auf die Steigung, d.h. die Elastizitätsparameter, der Nachfragekurve (DHAR & FOLTZ 2005, 220). Bei der demografischen Translation wird angenommen, dass sich die Konstante der Budgetanteilsleichung (1),  $\alpha_i$ , aus einer tatsächlichen Konstante,  $\alpha_{i0}$ , und dem Einfluss soziodemografischer Variablen zusammensetzt.  $Z_{kht}$  bezeichnet dabei die  $k$ -te soziodemografische Einflussgröße in Haushalt  $h$  und Periode  $t$ ,  $k=1, \dots, K$ . Es werden das Nettoäquivalenzeinkommen, die Haushaltsgröße, Alter und Geschlecht der haushaltsführenden Person, die Region und das Vorhandensein von kleinen Kindern im Haushalt berücksichtigt. Die Budgetanteilsleichung im LA/AIDS aus Gleichung (1) nimmt somit die folgende Form an:

$$(3) \quad w_{iht} = \alpha_{i0} + \sum_k \alpha_{ik} Z_{kht} + \sum_j \gamma_{ij} \log p_{jht} + \beta_i \log(x_{ht} / P_{ht}^*) + u_{iht}.$$

Die Bedingung der Additivität verlangt dabei, dass  $\sum_i \alpha_{i0} = 1$  und  $\sum_i \alpha_{ik} = 0$  gilt.

Da ein Zeitraum von fünf Jahren untersucht wird, in dem sich Struktur und Größe des Marktes für Bio-Lebensmittel deutlich verändert haben, kann nicht von einem unveränderten Verbraucherverhalten über den gesamten Untersuchungszeitraum ausgegangen werden. Es gibt verschiedene Ansätze, um dynamische Anpassungsprozesse in Nachfragesystemen zu berücksichtigen. Dabei können auch mehrere Ansätze gleichzeitig Anwendung finden (MOSCHINI & MORO 1996, 248). Um Gewohnheitsverhalten Rechnung zu tragen, wird deshalb eine verzögerte endogene Variable,  $w_{ih,t-1}$ , als zusätzliche erklärende Variable in das Modell aufgenommen (vgl. WICKENS & BREUSCH 1988, 189f). Da bei gleichzeitigem Einbezug mehrerer zeitverzögerter Variablen mit Multikollinearität zu rechnen ist (INTRILIGATOR et al. 1996, 235ff), wird nur die um eine Periode verzögerte Variable, d.h. der Ausgabenanteil für die jeweiligen Eiersorten im Vorjahr berücksichtigt. Zusätzlich wird eine Trend-Variable in das Modell aufgenommen, um kontinuierliche Marktstruktur- und Verhaltensänderungen über die Zeit abzubilden. Die Budgetanteilsleichung gestaltet sich dann wie folgt:

$$(4) \quad w_{iht} = \alpha_{i0} + \sum_k \alpha_{ik} Z_{kht} + \sum_j \gamma_{ij} \log p_{jht} + \beta_i \log(x_{ht} / P_{ht}^*) + \sigma_i w_{ih,t-1} + \delta_i trend_t + u_{iht}.$$

Ein Problem bei der Schätzung von Nachfragesystemen auf der Basis von Haushaltsdaten ist die hohe Anzahl von Nullbeobachtungen. Eine Nullbeobachtung bedeutet, dass der Ausgabenanteil eines Haushalts für eine Eiersorte in einer Periode gleich Null ist, d.h., dass ein Haushalt eine bestimmte Eiersorte in einem Jahr nicht gekauft hat. Je stärker die untersuchten Produktgruppen disaggregiert werden, desto höher ist der Anteil der Nullbeobachtungen. Ein hoher Anteil von Nullbeobachtungen stellt ein Problem dar, da in diesem Fall nicht mehr von einer Normalverteilung der beobachteten Ausgabenanteile ausgegangen werden kann und folglich eine zensierte Regression geschätzt werden muss. Um diesem Problem zu begegnen, schlagen SHONKWILER und YEN (1999) ein zweistufiges Schätzverfahren vor, das eine Schätzung des Nachfragesystems auf der Basis aller Beobachtungen erlaubt. Gemäß dieses zweistufigen Ansatzes entscheiden Haushalte im ersten Schritt, ob sie ein bestimmtes Produkt, d.h. die Eiersorte  $i$ , kaufen oder nicht (Partizipationsentscheidung). Entscheidet sich der Haushalt zum Kauf, wird in einem zweiten Entscheidungsschritt die nachgefragte Menge festgelegt (Konsumententscheidung). Jede der beiden Entscheidungsstufen wird durch unterschiedliche erklärende Variablen determiniert. Die erste Stufe wird mit Hilfe einer multivariaten Probit-Analyse untersucht, auf deren Basis für jeden Haushalt in jeder Periode und für jede Eiersorte

die Wahrscheinlichkeit der Marktpartizipation berechnet werden kann. Diese Wahrscheinlichkeit wird dann als Korrekturfaktor in das Nachfragesystem der zweiten Stufe integriert.

Für jede Eiersorte  $i$  stellt die Entscheidung auf der ersten Stufe ein dichotomes Auswahlproblem dar. Die abhängige Variable  $Y_{iht}$  nimmt den Wert Eins an, wenn der Haushalt  $h$  die Eiersorte  $i$  mindestens einmal in Periode  $t$  gekauft hat, andernfalls ist sie gleich Null.

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

Die Partizipationsentscheidung auf der ersten Stufe wird als eine Funktion von Eigenpreisen, soziodemografischen Variablen und vergangenen Konsumententscheidungen modelliert. Zur Abbildung von Gewohnheitsverhalten fließt die Nachfragemenge des Haushalts nach der entsprechenden Eiersorte in der Vorperiode  $Q_{ih,t-1}$  als erklärende Variable in die Probit-Regressionen ein. Neben den auch auf der zweiten Entscheidungsstufe berücksichtigten Haushaltsmerkmalen (vgl. Gleichung 4) umfasst der Vektor der soziodemografischen Variablen  $Z_k$  auf der ersten Stufe zusätzlich Informationen über Bildungsstand und Beruf des Hauptverdieners, die Nationalität der Haushaltsmitglieder, die Größe des Wohnortes und die Anzahl der Kinder. Auf Basis der Ergebnisse der Probit-Regressionen werden dann die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion,  $pdf(\phi_{iht})$ , und die kumulative Verteilungskurve,  $cdf(\Phi_{iht})$ , berechnet. Diese Wahrscheinlichkeitsfunktionen gehen in das Nachfragesystem, das die zweite Entscheidungsstufe der Haushalte analysiert, als latente Variablen ein<sup>1</sup>. Die finale Spezifikation des LA/AIDS lautet somit:

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

Gleichung (7) wird als Nachfragesystem mit (n-1) Gleichungen<sup>2</sup> mit der Methode scheinbar unverbundener Regressionen (SUR) geschätzt. Preis- und Ausgabenelastizitäten werden im Anschluss auf Basis der Formeln von GREEN und ALSTON (1990) berechnet:

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

$$(9) \quad \text{unkompensierte Eigen- bzw. Kreuzpreiselastizität:} \quad \hat{\epsilon}_{ij} = \hat{\Phi}_i \cdot \left( \frac{\hat{\gamma}_{ij} - \hat{\beta}_i \bar{w}_j}{\bar{w}_i} \right) - \delta.$$

$$(10) \quad \text{kompensierte Eigen- bzw. Kreuzpreiselastizität:} \quad \hat{\epsilon}_{ij}^* = \hat{\epsilon}_{ij} - w_i \hat{\eta}_i.$$

$\delta$  steht für das Kronecker Delta und ist  $\delta=1$  für  $j=i$  und  $\delta=0$  für  $j \neq i$ . Das durch die Gleichungen (2) und (7) definierte Nachfragesystem wird zunächst für den gesamten Untersuchungszeitraum geschätzt. Anschließend werden separate jährliche Schätzungen vorgenommen, um die Entwicklung der Nachfrageelastizitäten im Zeitablauf abbilden zu können.

<sup>1</sup> Die Wahrscheinlichkeitsfunktionen  $cdf$  und  $pdf$  werden als Funktionen von Preisen, Soziodemografie und Gewohnheit modelliert. Bei Einbeziehung dieser Wahrscheinlichkeitsfunktionen als unabhängige Variablen in die LA/AIDS-Schätzung sollte folglich zwischen direkten und indirekten Einflüssen von Preisen, Soziodemografie und Gewohnheitsverhalten unterschieden werden. Der Fokus der Analyse liegt jedoch auf den Elastizitäten und Alternativschätzungen ohne „Doppelberücksichtigung“ von Preisen, Soziodemografie und Gewohnheitsverhalten auf der ersten und zweiten Stufe führen zu sehr ähnlichen Werten der Elastizitäten. Außerdem zeigt die Prüfung der Korrelationsmatrix, dass die Korrelationskoeffizienten zwischen den Wahrscheinlichkeitsfunktionen und den Preis- oder Haushaltsvariablen den Wert von 0,4 nicht überschreiten. Damit erscheint die gewählte Modellspezifikation vertretbar.

<sup>2</sup> Das Vorgehen stützt sich auf das von SHONKWILER und YEN (1999). Die Regressionskoeffizienten erweisen sich als stabil, unabhängig, welche Budgetanteilsleichung aus dem Nachfragesystem herausgelassen wird.



## 4 Datengrundlage

Die Analyse basiert auf Daten des Haushaltspanels für frische Lebensmittel der Gesellschaft für Konsumforschung in Nürnberg (*GfK Frischepanel*) für die Jahre 2004 bis 2008. Im Panel dokumentieren durchschnittlich rund 13.000 für Deutschland repräsentative Haushalte ihre Einkäufe von frischen Lebensmitteln (Obst, Gemüse, Eier, Brot, Fleisch etc.)<sup>3</sup>.

Das *GfK Frischepanel* bietet in zweierlei Hinsicht eine für diese Art der Analyse einzigartige Datengrundlage. Erstens verknüpft das Panel Kaufinformationen direkt mit soziodemografischen Haushaltscharakteristika. Zusätzlich zur laufenden Einkaufsberichterstattung erhalten die Haushalte einmal jährlich einen Fragebogen, der Merkmale wie Haushaltsgröße, Haushaltsnettoeinkommen, Anzahl der Kinder und Wohnort erfragt. Außerdem werden Alter, Beruf, Geschlecht und Bildung des Hauptverdieners sowie der haushaltsführenden Person erfasst. Zweitens bietet der Datensatz eine einzigartige Stichprobengröße. Es sind Einkäufe in einer großen Vielfalt an Einkaufsstätten inklusive Direktvermarktung und Naturkostfachhandel über einen Zeitraum von fünf Jahren dokumentiert. Da für jeden Eier-Einkauf Kaufdatum, gekaufte Menge, Preis<sup>4</sup>, Name der Einkaufsstätte und Haltungsform dokumentiert sind, können differenzierte Analysen durchgeführt werden.

Da soziodemografische Angaben nur einmal im Jahr erhoben werden, werden die Einkaufsdaten zu Jahresdaten aggregiert. Es werden nur Haushalte berücksichtigt, die mindestens einmal im Jahr Eier, unabhängig welcher Sorte, gekauft haben. Das Panel ist unbalanciert. Während des Untersuchungszeitraums haben einige berichtende Haushalte das Panel verlassen und neue Haushalte sind hinzugekommen. Deshalb übersteigt die Anzahl der Haushalte in der Stichprobe die durchschnittliche Anzahl von 13.000 Haushalten im *GfK Frischepanel*. Aufgrund der Berücksichtigung einer zeitverzögerten endogenen Variablen in den Schätzmodellen beider Entscheidungsstufen verkürzt sich der Schätzzeitraum um das erste Beobachtungsjahr. Die für die Schätzungen herangezogene Stichprobe besteht aus 13.986 Haushalten und 38.306 Beobachtungen, d.h. im Schnitt liegen pro Haushalt Einkaufsdaten für 3 Jahre vor.

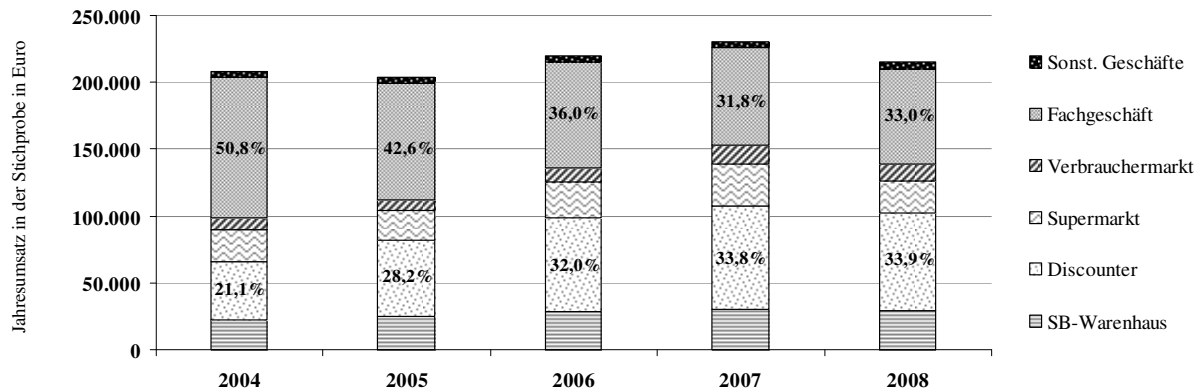
Abbildung 1 illustriert die Verschiebung der Umsatzanteile der einzelnen Geschäftstypen am deutschen Markt für Bio-Eier im Untersuchungszeitraum. Es wird deutlich, dass sich die Absatzstruktur im Zeitablauf deutlich verändert hat. Mit knapp 34 % Umsatzanteil sind Discounter im Jahr 2008 die wichtigste Einkaufsstätte für Bio-Eier. Der Umsatzanteil der Fachgeschäfte, die 2004 noch mehr als die Hälfte der Umsätze mit Bio-Eiern auf sich vereinten, ist bis 2008 auf 33 % geschrumpft.

---

<sup>3</sup> Seit 2003 hat die *GfK* in Zusammenarbeit mit der ehemaligen *ZMP* (Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle) und der Universität Kassel große Anstrengungen unternommen, um auch die Nachfrage nach frischen Bio-Lebensmitteln im Panel abbilden zu können. Hierzu wurden vor allem die häufig bei unverpackten Lebensmitteln auftretenden Verwechslungen zwischen konventionell und ökologisch erzeugten Produkten analysiert und Plausibilitätschecks etabliert, welche die Daten nach ihrem Eingang bei der *GfK* prüfen und ggf. korrigieren. Da die Verwechslungsrate bei der Warengruppe Eier und in personenbezogenen Vertriebskanälen (z.B. Ab-Hof-Vermarktung, Wochenmarkt etc.) besonders hoch ist (BUDER et al. 2010, 104ff), hat diese Verbesserung der Daten die quantitative Analyse des deutschen Bio-Eiermarktes überhaupt erst ermöglicht.

<sup>4</sup> Bei den Preisen handelt es sich um Durchschnittspreise, die als Quotient aus Ausgaben und Mengen errechnet werden (Unit Values). Diese Durchschnittspreise können neben tatsächlichen Preisunterschieden auch Qualitätsunterschiede widerspiegeln und damit zu verzerrten Elastizitätsschätzungen führen. Die in die vorliegende Analyse einbezogenen Produkte werden jedoch stark disaggregiert betrachtet. Deshalb wird angenommen, dass die untersuchten Produkte relativ homogen sind, sodass das Ausmaß der Verzerrung klein ist (vgl. COX & WOHLGENANT 1986). Ein weiteres Problem in Bezug auf Durchschnittspreise ist, dass der Einfluss von Sonderpreisaktionen nicht explizit berücksichtigt wird. Da es sich bei frischen Eiern um eine Warengruppe handelt, die in Deutschland selten in Preisaktionen eingebunden wird, dürfte auch hier das Ausmaß der Verzerrung gering sein. Ein drittes Problem besteht darin, dass Durchschnittspreise nur aus beobachteten Kaufakten berechnet werden können. Preise, zu denen ein Produkt nicht gekauft wurde, bleiben unbeobachtet. Aus diesem Grund wurden fehlende Preisdaten durch regionale Durchschnittspreise ersetzt, die als Durchschnittswerte derjenigen Haushalte errechnet wurden, die die entsprechende Eiersorte in der entsprechenden Region und Periode tatsächlich gekauft haben (vgl. JONAS & ROOSEN 2008, 197).

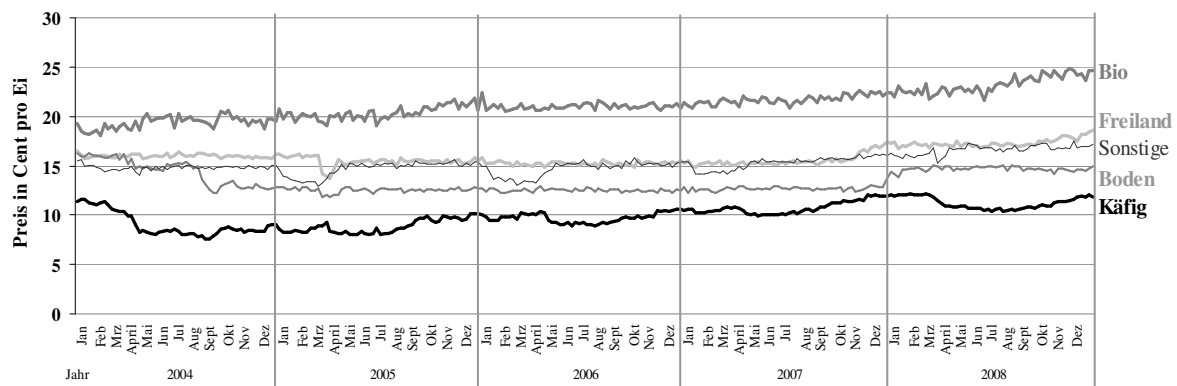
**Abbildung 1: Entwicklung der Umsatzanteile der Geschäftstypen bei Bio-Eiern**



Quelle: Eigene Berechnung auf Basis des *GfK Frischepanels*, 2004-2008.

Abbildung 2 zeigt die Preisentwicklung der Eiersorten im Untersuchungszeitraum. Zwar hat sich das Preisgefüge grundsätzlich zwischen 2004 und 2008 nicht geändert. Doch der Preis aufschlag von Bio-Eiern ist deutlich gewachsen. Zu Beginn des Jahres 2004 lag der Preis von Bio-Eiern rund 60 % über dem von Käfig-Eiern. Im Oktober 2008 betrug der Preis aufschlag von Bio-Eiern 130 %. Da der deutsche LEH bei Eiern vornehmlich langfristige Lieferverträge abschließt, zeichnet sich die Warengruppe Eier durch vergleichsweise geringe Preisschwankungen aus (AMI 2011b, 30).

**Abbildung 2: Preisentwicklung einzelner Eiersorten in Deutschland, 2004 bis 2008**



Quelle: Eigene Berechnung auf Basis des *GfK Frischepanels*, 2004-2008.

## 5 Ergebnisse und Diskussion

In diesem Papier liegt der Fokus des Interesses auf der Untersuchung der Preissensibilität der Verbraucher, d.h. auf den berechneten Preiselastizitäten und deren Entwicklung. Aus diesem Grund werden die Ergebnisse der Probit-Regressionen, die vor allem den Einfluss der soziodemografischen Merkmale widerspiegeln, nicht im Detail dargestellt. Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die Wahrscheinlichkeit, Bio- oder Freiland-Eier zu kaufen, mit steigendem Einkommen, steigendem Bildungsniveau und geringerer Kinderzahl ansteigt. Sie ist höher in Singlehaushalten, in Großstädten, in Süddeutschland und in Haushalten mit weiblicher Haushaltsführung. Preise haben einen negativen, die Konsummengen im Vorjahr einen signifikant positiven Einfluss auf die Marktpartizipationsentscheidung. Die auf Basis der Probit-Analyse geschätzten Wahrscheinlichkeitsfunktionen gehen, wie in Kapitel 3 beschrieben, als Korrekturfaktoren in die Schätzungen auf der zweiten Stufe ein. Tabellen mit allen geschätzten Regressionskoeffizienten der Probit-Analysen sowie eine umfassende Ergebnisdarstellung der LA/AIDS-Schätzungen sind auf Nachfrage bei der Autorin erhältlich.

Tabelle 2 zeigt die anhand der Regressionsergebnisse der zweiten Entscheidungsstufe berechneten Eigenpreis-, Kreuzpreis- und Ausgabenelastizitäten. Alle berechneten Eigenpreiselastizitäten sind höchst signifikant und weisen ein negatives Vorzeichen auf. Mit Werten der unkompenzierten Eigenpreiselastizität im Betrag kleiner Eins zeigt sich die Nachfrage nach Eiern aller Haltungsformen unelastisch. Die einzige Ausnahme stellen Eier aus Freilandhaltung dar, deren Nachfrage mit einem Wert von -1,02 ganz leicht im elastischen Bereich liegt. Die Preissensibilität der Verbraucher von Bio-Eiern (-0,95) liegt in der gleichen Größenordnung wie die von Verbrauchern von Bodenhaltungs-Eiern. Zudem stimmt der Wert gut mit der von BUNTE et al. (2007) berechneten Preiselastizität von -0,99 für die Bio-Eiernachfrage in den Niederlanden überein. Bei Käfig-Eiern (-0,89) und bei sonstigen Eiern (-0,61) reagieren deutsche Verbraucher weniger stark auf Preisänderungen. Die Höhe der berechneten Preiselastizitäten erscheint vor dem Hintergrund, dass Lebensmittel des täglichen Bedarfs in Deutschland typischerweise unelastisch nachgefragt werden, sehr plausibel.

**Tabelle 2: Eigenpreis-, Kreuzpreis und Ausgabenelastizitäten der Nachfrage nach Eiern**

	Preiselastizitäten									Ausgabenelastizitäten
	Bio		Freiland		Boden		Käfig		Sonstige	
<b>unkompenzierte Marshall'sche Preiselastizitäten</b>										
Bio	<b>-0,949</b> ***	0,027 ***	-0,027 ***	-0,011 *	-0,032 ***	0,991 ***				
Freilandhaltung	0,026 ***	<b>-1,021</b> ***	-0,048 *	0,058 *	0,004	0,981 ***				
Bodenhaltung	-0,033 ***	-0,063 **	<b>-0,941</b> ***	-0,035 (*)	0,048 *	1,024 ***				
Käfighaltung	-0,009 *	0,042 *	-0,019	<b>-0,889</b> ***	-0,121 ***	0,997 ***				
Sonstige	-0,092 ***	-0,003	0,128 *	-0,453 ***	<b>-0,607</b> ***	1,027 ***				
<b>kompenzierte Hicks'sche Preiselastizitäten</b>										
Bio	<b>-0,818</b> ***	0,257 ***	0,184 ***	0,277 ***	0,100 ***					
Freilandhaltung	0,155 ***	<b>-0,793</b> ***	0,160 ***	0,343 ***	0,289 ***					
Bodenhaltung	0,102 ***	0,175 ***	<b>-0,723</b> ***	0,262 ***	0,184 ***					
Käfighaltung	0,121 ***	0,273 ***	0,193 ***	<b>-0,599</b> ***	0,012					
Sonstige	0,043 **	0,235 **	0,346 ***	-0,154	<b>-0,470</b> **					

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

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis des *GfK Frischepanels*, 2004-2008.

Entgegen der Erwartung sind nicht alle Kreuzpreiselastizitäten positiv. Ein negatives Vorzeichen deutet darauf hin, dass einige Eiersorten aus Sicht der Verbraucher nicht substitutive, sondern komplementäre Güter darstellen. Eine mögliche Erklärung ist, dass Verbraucher mitunter mehrere Eier-Sorten wählen, da sie bspw. für unterschiedliche Verwendungszwecke (Frühstücks-Ei vs. Backen) verschiedene Eiersorten kaufen. Insgesamt sind die berechneten Kreuzpreiselastizitäten in der Größenordnung jedoch deutlich kleiner als die Eigenpreiselastizitäten, was für nur schwach ausgeprägte Kreuzpreisbeziehungen zwischen den Eiersorten spricht. Interessant und plausibel ist die höchst signifikante und im Vorzeichen positive, d.h. substitutive, Beziehung zwischen Eiern aus Freilandhaltung und Bio-Eiern. Diese beiden Eiersorten scheinen die gleichen Käufergruppen anzusprechen.

Asymmetrische Kreuzpreisbeziehungen, wie sie in vielen bisherigen Studien festgestellt wurden (z.B. ALVIOLA & CAPPS 2010, 386; CHOI & WOHLGENANT 2010, 27; GLASER & THOMPSON 2000, 19; LIN, YEN & HUANG 2008, 15), sind nicht zu beobachten. Während bisherige Studien häufig zu dem Ergebnis kamen, dass der Preis der konventionellen Lebensmittel die Nachfrage nach dem Bio-Produkt stärker beeinflusst als der Preis des Bio-Produktes die Nachfrage nach dem konventionellen Produkt, erscheinen die Kreuzpreiseffekte bei Eiern in Deutschland relativ symmetrisch. Dies könnte ebenfalls ein Hinweis auf eine weitere Ausreifung des Bio-Marktes sein, da die Größenunterschiede der einzelnen Marktsegmente abnehmen und von den Bio-Eier-Preisen inzwischen ähnlich große Nachfragewirkungen ausgehen wie von den Preisen der anderen Eiersorten.

Die Vorzeichen der um den Einkommenseffekt kompensierten Hicks'schen Preis- und Kreuzpreiselastizitäten weisen alle die erwarteten Vorzeichen auf und sind mit wenigen Ausnahmen höchst signifikant. Mit steigendem Preis steigt der Betrag der Hicks'schen Preiselastizität: Bio-Eier weisen die elastischste Nachfrage auf (-0,82). Die Nachfrage nach Käfig-Eiern und nach sonstigen Eiern, d.h. nach Eiern, für die keine eindeutige Zuordnung vorgenommen werden konnte, zeigt sich nach Kompensation des Einkommenseffektes am unelastischsten.

Die Ausgabenelastizitäten liegen alle äußerst nahe bei Eins. Mit steigendem Ausgabenbudget für Eier werden sich die Ausgabenanteile der einzelnen Eiersorten folglich kaum verschieben. Eine unelastische Nachfrage nach Bio-Produkten widerspricht den Ergebnissen der bisherigen Forschung, die in Kapitel 2 vorgestellt wurden. Für die Unterschiede in der Höhe der berechneten Preiselastizitäten gibt es mehrere Erklärungsansätze. Zum einen basieren viele der existierenden Studien auf Scannerdaten, die nur Einkäufe im klassischen LEH berücksichtigen. Das bedeutet, es sind keine Einkäufe im Naturkosthandel oder auf Wochenmärkten erfasst, wo typischerweise preisunelastischer nachgefragt wird als in Supermärkten oder Discountern. Ein zweiter Erklärungsansatz liegt im Untersuchungszeitraum. Die zitierten Studien basieren zum großen Teil auf Daten, die am Ende des letzten oder zu Beginn des neuen Jahrtausends erhoben worden sind (vgl. Tabelle 1). In der Zwischenzeit hat sich der Markt für Bio-Lebensmittel, wie eingangs beschrieben, deutlich weiterentwickelt. Die Erhältlichkeit von Bio-Lebensmitteln, das Sortiment und auch die Produktdifferenzierung haben sich verändert, was zu einem veränderten Verbraucherverhalten geführt haben dürfte. Um das Ergebnis von GLASER und THOMPSON (1998, 8; 2000, 15), dass die Preissensibilität der Verbraucher im Zeitablauf bzw. mit einer zunehmenden Marktreife abnimmt, zu überprüfen, wurde das durch die Gleichungen (2) und (7) definierte Nachfragesystem separat für die einzelnen Jahre geschätzt.

**Tabelle 3: Eigenpreiselastizitäten der Nachfrage nach Eiern im Zeitablauf**

	2005	2006	2007	2008
<b>Bio</b>	-0,981 ***	-0,925 ***	-0,910 ***	-0,953 ***
<b>Freilandhaltung</b>	-1,059 ***	-1,021 ***	-0,925 ***	-1,011 ***
<b>Bodenhaltung</b>	-0,980 ***	-0,844 ***	-0,836 ***	-0,906 ***
<b>Käfighaltung</b>	-0,830 ***	-1,053 ***	-0,811 ***	-1,109 ***
<b>Sonstige</b>	-0,487 (*)	-0,663 *	-0,732 *	-1,054 **

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

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis des *GfK Frischepanels*, 2004-2008.

Die in Tabelle 3 dargestellte zeitliche Entwicklung der Eigenpreiselastizitäten lässt zwei Schlussfolgerungen zu. Zum einen ist die Preissensibilität der Verbraucher im Zeitraum zwischen 2005 und 2007 bei Bio-, Freiland- und Bodenhaltungs-Eiern gesunken, während sie für sonstige Eier anstieg. Das Ergebnis von GLASER und THOMPSON wird somit auch für den deutschen Bio-Markt bestätigt. Zum anderen ist ersichtlich, dass das Jahr 2008 eine deutliche Ausnahme von diesem Trend darstellt. In 2008 ist die Preiselastizität bei allen Eiersorten im Betrag angestiegen. Dieser Effekt könnte auf die mit dem Beginn der Wirtschaftskrise in 2008 verbundene Verunsicherung der Verbraucher zurückzuführen sein. Erstaunlich ist, dass der Anstieg der Preiselastizität vor allem bei den konventionellen Eiersorten stark ausgeprägt war. Die Preissensibilität in Bezug auf Bio-Eiern änderte sich dagegen kaum. Es könnte vermutet werden, dass Bio-Käufer in ihrem Kaufverhalten weniger stark auf wirtschaftliche Krisen reagieren als Käufer konventioneller Eier. Dieses Ergebnis unterstützt die Annahme, dass Bio-Lebensmittel häufig „aus Überzeugung“ gekauft werden.

In Anbetracht dessen, dass in der vorliegenden Studie Einkäufe in allen Geschäftstypen berücksichtigt werden, dass die Datenbasis relativ aktuell ist und aus Deutschland stammt, wo der Markt für Bio-Lebensmittel bereits vergleichsweise weit entwickelt ist, erscheint es folglich plausibel, dass die Eigenpreiselastizität für Bio-Eier im Betrag deutlich unter den Werten bisheriger Studien zur Nachfrage nach Bio-Lebensmitteln liegt.

Die Ergebnisse widerlegen zudem die Argumentation von JONAS und ROOSEN (2008, 203), die die von ihnen ausgewiesene, extrem hohe Eigenpreiselastizität von Bio-Milch (-10,2) unter anderem auf den hohen Grad der Produktdisaggregation zurückführen. Und auch die Vermutung von GLASER und THOMPSON (2000, 17), dass die Anwendung eines AIDS zwangsläufig zu sehr elastischen Schätzwerten führt, scheint nicht zuzutreffen.

## 6 Zusammenfassung und Ausblick

Die Zahl der Studien zu Kaufentscheidungen in Bezug auf Bio-Lebensmittel wächst. Jedoch beschäftigen sich nur wenige Arbeiten mit der ökonomischen Schätzung von Nachfrageelastizitäten. Speziell für die Warengruppe Eier, die eine große Bedeutung im deutschen Markt für Bio-Lebensmittel hat, mangelt es an empirischer Evidenz. Die vorliegende Arbeit liefert einen entscheidenden Beitrag zur Literatur, indem sie

- (a) auf einem aktuellen und in seiner Größe und seinem Informationsgehalt einzigartigen Datensatz, dem *GfK Frischepanel* der Jahre 2004 bis 2008, beruht,
- (b) nicht nur zwischen konventionellen und ökologischen Eiern, sondern auch zwischen den verschiedenen konventionellen Haltungsformen unterscheidet,
- (c) durch die getrennte Schätzung von Nachfragesystemen für einzelne Zeitabschnitte innerhalb des Untersuchungszeitraums auch die Preiselastizität im Zeitablauf darstellt und
- (d) das in der Nachfrageanalyse oftmals Anwendung findende LA/AIDS im Hinblick auf die Besonderheiten bei Bio-Lebensmittel verfeinert. So werden soziodemografische Merkmale der Käuferhaushalte, dynamische Aspekte der Nachfrage nach Eiern und die hohe Anzahl an Nullbeobachtungen im Modell berücksichtigt.

Der Fokus der Ergebnispräsentation liegt auf den berechneten Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten. Die Eigenpreiselastizitäten der Nachfrage liegen mit Werten zwischen -0,61 für sonstige Eier und -1,02 für Eier aus Freilandhaltung im unelastischen bis schwach elastischen Bereich. Die höchst signifikant von Null verschiedenen Schätzwerte zeigen, dass auch Bio-Käufer in ihrem Nachfrageverhalten eindeutig auf Preisänderungen reagieren. Im Gegensatz zu den Ergebnissen bisheriger Studien ist die Nachfragerreaktion jedoch nicht elastisch.

Eine abnehmende Preissensibilität der Verbraucher bei Bio-Eiern im Zeitverlauf legt nahe, dass die strukturellen Veränderungen im Markt für Bio-Lebensmittel der letzten Jahre auch zu einer sinkenden Preissensibilität der Verbraucher geführt haben. Selbst im Krisenjahr 2008, in dem die Preissensibilität bei den konventionellen Eiersorten deutlich gestiegen ist, zeigte sich die Nachfrage nach Bio-Eiern nach wie vor unelastisch.

Für den LEH ergeben sich aus der Höhe der Preiselastizitäten wichtige Implikationen für die Preisgestaltung bei Eiern: Preissenkungen auf Einzelhandelsebene werden bei keiner Eiersorte zu signifikanten Umsatzsteigerungen führen. Werte im Bereich von -1,0 lassen allenfalls erwarten, dass die Mehreinkäufe die Umsatzverluste durch die Preissenkung kompensieren.

Zum Abschluss soll ein kurzer Ausblick auf den Eier-Markt nach Ende des Untersuchungszeitraumes gegeben werden. Seit Beginn des Jahres 2010 ist die Käfighaltung für Legehennen in Deutschland verboten. Seither ist nur noch die so genannte Kleingruppenhaltung in Käfigen erlaubt, aus der bislang jedoch nur rund 5 % der verkauften Eier stammen. Von dem Verbot der „traditionellen“ Käfig-Eier konnten vor allem Eier aus Bodenhaltung profitieren. Sie machen nun knapp 64 % der gekauften Eier aus (AMI 2011b). Insofern hat sich die Marktbedeutung der einzelnen Eiersorten seit 2008 deutlich verschoben. Große Auswirkungen auf den Bio-Markt dürfte diese Verschiebung jedoch nicht haben. Die Kreuzpreiselastizitäten zeigen, dass Bio-Eier vorrangig als Substitut zu Eiern aus Freilandhaltung gesehen werden. Die Preise der anderen Eiersorten zeigen dagegen kaum Einfluss auf die Nachfrage nach Bio-Eiern.

## Danksagung

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

## Literatur

- AKAICHI, F.; GIL, J.M. und R.M. NAYGA, Jr. (2010): Assessing Consumers' Willingness to Pay for Different Units of Organic Milk: Evidence from Multi-Unit Auctions. Beitrag auf der gemeinsamen Jahrestagung von AAEA, CAES & WAEA, 25.-27. Juli 2010, Denver, Colorado.
- ALVIOLA, P.A. und O. CAPPS, JR. (2010): Household Demand Analysis of Organic and Conventional Fluid Milk in the United States Based on the 2004 Nielsen Homescan Panel. In: *Agribusiness* 26 (3), 369-388.
- AMI Agrarmarkt Informations-GmbH (2011a): AMI Marktbilanz Ökolandbau 2011. Bonn.
- AMI Agrarmarkt Informations-GmbH (2011b): AMI Marktreport 2011. Trends, Fakten. Bonn.
- ANDERS, S. und A. MÖSER (2008): Assessing the demand for value-based organic meats in Canada: A combined retail and household scanner-data approach. In: *International Journal of Consumer Studies* 32 (5): 457-469.
- BÖLW Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft e.V. (2011): Zahlen, Daten, Fakten: Die Bio-Branche 2011. Berlin.
- BRUHN, M. (2002): Die Nachfrage nach Bioprodukten. Eine Langzeitstudie unter besonderer Berücksichtigung von Verbrauchereinstellungen. Peter Lang, Frankfurt a.M.
- BUDER, F.; HAMM, U.; BICKEL, M.; BIEN, B. und P. MICHELS (2010): Dynamik des Kaufverhaltens im Bio-Sortiment. Abschlussbericht des Forschungsprojekts 2809OE014 des Bundesprogramms Ökologischer Landbau.
- BUNTE, F.; VAN GALEN, M.; KUIPER, E. und J. BAKKER (2007): Limits to Growth in Organic Sales; Price Elasticity of Demand for Organic Food in Dutch Supermarkets. Den Haag, LEI, Report 7.06.20; ISBN/EAN: 978-90-8615-127-1.
- CHOI, H.-J und M. WOHLGENANT (2010): The Welfare Effect of Organic Milk. Beitrag auf der Jahrestagung der AAEA, 25.-27. Juli 2010, Colorado.
- COX, T.L. und M. WOHLGENANT (1986): Price and quality effects in cross-sectional demand analysis. In: *American Journal of Agricultural Economics* 68 (4), 908-919.
- DEATON, A. und J. MUELLBAUER (1980): An Almost Ideal Demand System. In: *The American Economic Review* 70 (3), 312-326.
- DETTMANN, R. und C. DIMITRI (2010): Who's Buying Organic Vegetables? Demographic Characteristics of U.S. Consumers. In: *Journal of Food Products Marketing* 16 (1), 79-91.
- DHAR, T. und J.D. FOLTZ (2005): Milk by Any Other Name... Consumer Benefits from Labeled Milk. In: *American Journal of Agricultural Economics* 87 (1), 214-218.
- FRICKE, A. (1996): Das Käuferverhalten bei Öko-Produkten. Europäische Hochschulschriften, Serie V, 1960. Peter Lang, Frankfurt.
- FRYKBLUM, P. (1997): Hypothetical question models and real willingness to pay. In: *Journal of Environmental Economics and Management* 34, 275-287.
- GLASER, K. und G.D. THOMPSON (1998): Demand for Organic and Conventional Frozen Vegetables. Beitrag auf der Jahrestagung der AAEA, 8.-11. August 1998, Nashville, Tennessee.
- GLASER, K. und G.D. THOMPSON (2000): Demand for Organic and Conventional Beverage Milk. Beitrag auf der Jahrestagung der WAEA, 29. Juni-1. Juli 2000, Vancouver, British Columbia.
- GOULD, B.W.; COX, T.L. und F. PERALI (1991): Demand for Food Fats and Oils: The Role of Demographic Variables and Government Donations. In: *American Journal of Agricultural Economics* 73 (1), 212-221.

- GREEN, R. und J. ALSTON (1990): Elasticities in AIDS models. In: *American Journal of Agricultural Economics* 72 (2), 442-445.
- HSIEH, M.-F.; MITCHELL, P.D. und K.W. STIEGERT (2009): Potato Demand in an Increasingly Organic Marketplace. In: *Agribusiness* 25 (3), 369-394.
- HUANG, C.L. (1996): Consumer Preferences and Attitudes toward Organically Grown Produce. In: *European Review of Agriculture Economics* 23, 331-342.
- HUGHNER, R.S.; MCDONAGH, P.; PROTHERO, A.; CLIFFORD, J.S. und J. STANTON (2007): Who are organic food consumers? A compilation and review of why people purchase organic food. In: *Journal of Consumer Behaviour* 6, 94-110.
- INTRILIGATOR, M.D.; BODKIN, R.G. und C. HSIAO (1996): *Econometric Models, Techniques, and Applications*. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- JONAS, A. und J. ROOSEN (2008): Demand for Milk Labels in Germany: Organic Milk, Conventional Brands and Retail Labels. In: *Agribusiness* 24 (2), 192-206.
- LIN, B.-H.; YEN, S.T. und C.L. HUANG (2008): Demand for Organic and Conventional Fresh Fruits. Beitrag auf der Jahrestagung der AAEA, 27.-29. Juli 2008, Orlando, Florida.
- MONIER, S.; HASSAN, D.; NICHÈLE, V. und M. SIMIONI (2009): Organic Food Consumption Patterns. In: *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*, Vol. 7, Special Issue: Quality Promotion through Eco-Labeling, Artikel 12.
- MOSCHINI, G. und D. MORO (1996): Structural change and demand analysis: a cursory review. In: *European Review of Agricultural Economics* 23 (3), 239-261.
- NIESEN, J. und U. HAMM (2007): Diskrepanz zwischen Verbraucheraussagen und tatsächlichem Kaufverhalten bei Öko-Produkten in der Direktvermarktung. Beitrag auf der 9. Wissenschaftstagung Ökologischer Landbau, 20.-23. März 2007, Universität Hohenheim, Stuttgart.
- PLABMANN, S. und U. HAMM (2009): Kaufbarriere Preis? - Analyse von Zahlungsbereitschaft und Kaufverhalten bei Öko-Lebensmitteln. Abschlussbericht des Forschungsprojekts 06OE119 des Bundesprogramms Ökologischer Landbau.
- RIEFER, A. und U. HAMM (2009): Veränderungen der Konsumintensität von Öko-Lebensmitteln in Haushalten mit Kindern. In: MAYER, J. et al. (ed.): *Werte – Wege – Wirkungen: Biolandbau im Spannungsfeld zwischen Ernährungssicherung, Markt und Klimawandel*. Tagungsband der 10. Wissenschaftstagung Ökologischer Landbau, Band 2. Dr. Köster, Berlin, S. 324-327.
- RODDY, G.; COWAN, C. und G. HUTCHINSON (1996): Consumer Attitudes and Behaviour to Organic Foods in Ireland. In: *Journal of International Consumer Marketing* 9, 41-63.
- SHONKWILER, J.S. und S.T. YEN (1999): Two-step estimation of a censored system of equations. In: *American Journal of Agricultural Economics* 81 (4), 972-982.
- SMITH, T.A.; HUANG, C.L. und B.-H. LIN (2009): Does Price or Income Affect Organic Choice? Analysis of U.S. Fresh Produce Users. In: *Journal of Agricultural and Applied Economics* 41 (3), 731-744.
- TAGBATA, D. und L. SIRIEIX (2008): Measuring consumer's willingness to pay for organic and Fair Trade products. In: *International Journal of Consumer Studies* 32, 479-490.
- THOMPSON, G.D. (1998): Consumer demand for organic foods: What we know and what we need to know. In: *American Journal of Agricultural Economics* 80 (5), 1113-1118.
- WICKENS, M.R. und T.S. BREUSCH (1988): Dynamic specification, the long-run and the estimation of transformed regression models. In: *The economic journal* 98 (390), 189-205.
- WILLIAMS, P. und J.K. HAMMITT (2000): A comparison of organic and conventional fresh produce buyers in the Boston area. In: *Risk Analysis* 20 (5), 735-746.
- ZEPEDA, L. und J. LI. (2007): Characteristics of Organic Food Shoppers. In: *Journal of Agricultural and Applied Economics* 39, 17-28.
- ZMP Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle (2003): *Bio-Frische im LEH. Fakten zum Verbraucherverhalten*. Materialien zur Marktberichterstattung, No. 45. ZMP-Verlag, Bonn.