

Elastizitäten der Nachfrage privater Haushalte nach Nahrungsmitteln – Schätzung eines AIDS auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003

Food demand elasticities: an AIDS using German cross sectional data

Silke Thiele

Christian-Albrechts-Universität Kiel

Zusammenfassung

In diesem Beitrag werden aktuelle Ausgaben- und Preiselastizitäten der Nachfrage nach Nahrungsmitteln für Deutschland präsentiert. Den Berechnungen liegt methodisch ein Linear Approximiertes Almost Ideal Demand System (LA/AIDS) zugrunde, welches auf Basis der Querschnittsdaten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 berechnet wird. Diese Daten zeichnen sich durch eine hohe Repräsentativität aller bundesdeutschen Haushalte sowie eine detaillierte Produkterfassung aus. Den zu berücksichtigenden Aspekten bei der Verwendung von Querschnittsdaten, der mangelnden Preisinformationen sowie der Nullbeobachtungen, wird mittels eines Ansatzes zur Preisbereinigung von COX und WOHLGENANT (1986) sowie eines Verfahrens zur Vermeidung eines Selektivitätsbias nach SHONKWILER und YEN (1999) begegnet. Eine vergleichsweise hohe Ausgabenelastizität zeigt sich für die Gruppe Fleischprodukte. Bezüglich der Eigenpreiselastizitäten lassen sich die höchsten Werte bei Fleischprodukten und Milchprodukten feststellen. Innerhalb der Gruppe Fleischprodukte weisen insbesondere die Gruppen Rindfleisch sowie sonstiges Fleisch geringe Eigenpreiselastizitäten auf. Die Kreuzpreiselastizitäten deuten eher auf komplementäre als auf substitutive Beziehungen zwischen den Fleischkategorien hin. Ein Vergleich von Elastizitäten differenziert nach verschiedenen Haushaltgruppen macht deutlich, dass die Elastizitäten insbesondere bei Fleischprodukten zwischen den Haushaltgruppen differieren.

Schlüsselwörter

Nachfrage nach Nahrungsmitteln; Elastizitäten; Deutschland; AIDS

Abstract

This paper presents price and income elasticities of food demand in Germany. Using cross sectional data from the 2003 German income and consumption survey a Linear Approximate Almost Ideal Demand System is employed. Two aspects which have to be taken into account when using cross-sectional data are insufficient price information and zero expenditures. An approach of COX and WOHLGENANT (1986) is applied to derive quality adjusted prices. In order to take into account censoring of the dependent variables a procedure of SHONKWILER and YEN (1999) was employed. A high expenditure elasticity is found for meat demand. The highest own-price elasticities are for the demand for meat-products and milk-products. Within the meat group, beef demand shows a particular low own-price elasticity. The cross-price elasticities indicate more complementary relationships than was expected. Elasticity analyses differentiated by household groups suggest that elasticities for meat differ between these groups.

Key words

food demand; elasticities; Germany; AIDS

1. Einleitung

Die Kenntnis von Elastizitäten der Nachfrage nach Nahrungsmitteln stellt eine wesentliche Grundlage für viele agrar- und ernährungswissenschaftliche Fragestellungen dar, da mit ihnen Verbraucherreaktionen bei Einkommens- und Preisänderungen abgeschätzt werden können. An diesen Verbraucherreaktionen dürften sowohl Unternehmer im Bereich ihrer Produktpolitik interessiert sein, sie bilden aber auch eine Grundlage zur Abschätzung der Wohlfahrts- und Verteilungseffekte von Politikmaßnahmen.

Schon seit Jahrzehnten werden in der ökonomischen Forschung Nachfrageelastizitäten für Nahrungsmittel für Deutschland ermittelt. Dabei wurden sowohl verschiedene Schätzmethoden verwendet als auch variierende Gruppen von Lebensmitteln und Haushaltscharakteristika einbezogen. Als Datengrundlagen wurden sowohl Zeitreihen- als auch Querschnittsdaten verwendet. In vielen Arbeiten wurden Elastizitäten auf Basis von Zeitreihendaten unter Anwendung von Nachfragesystemenschätzungen berechnet (vgl. z.B. WILDNER und VON CRAMON-TAUBADEL, 2000; GRINGS, 1993; MICHALEK und KEYZER, 1992; HENNING und MICHALEK, 1992; HAEN, MURTY und TANGERMANN, 1982). Da in vorliegenden Zeitreihendaten häufig entweder die abgebildeten Haushaltgruppen nicht repräsentativ sind oder die Lebensmittelgruppen nicht detailliert erfasst sind, wird insbesondere in der internationalen Literatur zunehmend auf Querschnittsdaten bei der Ermittlung von Nachfrageelastizitäten zurückgegriffen (vgl. z.B. YEN und LIN, 2006; CHUNG et. al., 2005; LAZARIDIS, 2003; YEN, LIN und SMALLWOOD, 2003; SHONKWILER und YEN, 1999; PARK et al., 1996). Die Verwendung dieses Datentyps wirft i.d.R. zwei zu berücksichtigende methodische Aspekte auf. Erstens müssen aufgrund fehlender direkter Preisinformationen diese aus Unit Values abgeleitet werden. Üblich ist hierbei ein Verfahren nach COX und WOHLGENANT (1986). Zweitens müssen die in Querschnittsdaten häufig auftretenden Nullbeobachtungen zur Vermeidung eines Selektivitätsbias angemessen behandelt werden. In der Regel wird dabei ein zweistufiges Schätzverfahren nach HECKMAN (1979) bzw. HEIEN und WESSELLS (1990) angewendet.

Für Deutschland wurden Preis- und Einkommenselastizitäten der Nachfrage nach Nahrungsmitteln auf Basis von Querschnittsdaten erstmalig für das Jahr 1993 ermittelt (vgl. THIELE, 2001). Der vorliegende Beitrag zielt auf eine Bereitstellung aktuellerer Elastizitäten, welche aufgrund der

Vorteile der hohen Repräsentativität und der detaillierten Produkterfassung wiederum auf Basis von Querschnittsdaten berechnet werden. Verwendet wird die aktuellste Einkommens- und Verbrauchsstichprobe aus dem Jahr 2003.

Methodisch unterscheiden sich die aktuellen Berechnungen durch zwei Neuerungen gegenüber THIELE (2001). Während ehemals ein Lineares Ausgabensystem geschätzt wurde, findet hier ein Almost Ideal Demand System (AIDS) Anwendung. Darüber hinaus erfolgt die Behandlung der Nullbeobachtungen nunmehr nach einem Ansatz von SHONKWILER und YEN (1999), die gezeigt haben, dass der ehemals verwendete erweiterte Heckman-Ansatz (HEIEN und WESSELLS, 1990) zu inkonsistenten Schätzergebnissen führen kann.

Im nächsten Abschnitt wird das AIDS zur Modellierung der Nachfrage nach Nahrungsmitteln kurz beschrieben. Der dritte Abschnitt widmet sich der Datengrundlage sowie der methodischen Vorgehensweise bei der Preisbereinigung und der Behandlung der Nullbeobachtungen. Anschließend werden die aus dem Nachfragesystem abgeleiteten Elastizitäten für übergeordnete Lebensmittelgruppen sowie für verschiedene Fleischsorten dargestellt, interpretiert und vor dem Hintergrund bisheriger Ergebnisse eingeordnet. Da nicht alle Haushalte gleichermaßen auf Einkommens- und Preisänderungen reagieren, werden Elastizitäten darüber hinaus differenziert nach verschiedenen Haushaltsgruppen dargestellt. Abschließend werden die wichtigsten Ergebnisse kurz zusammengefasst.

2. Das Nachfragesystem (LA/AIDS)

Die Schätzung der Nachfrage nach Nahrungsmitteln wird in dieser Arbeit auf Basis des von DEATON und MUELLBAUER (1980) entwickelten AIDS durchgeführt, welches das in angewandten Nachfrageanalysen am häufigsten verwendete System ist. Die hohe Popularität wird einerseits darauf zurückgeführt, dass sich flexible Kurvenformen darstellen lassen,¹ andererseits lässt es sich leicht schätzen und interpretieren (ALSTON und CHALFANT, 1993).

Nach formaler Herleitung des Systems, welche ausführlich in DEATON und MUELLBAUER (1980) beschrieben wird, gelangt man zu folgenden Budgetanteilsleichungen:

$$(1) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(y/P)$$

wobei $w_i = \frac{p_i x_i}{y}$ den Budgetanteil des Haushalts für die

jeweilige Lebensmittelgruppe darstellt, dabei sind x_i die jeweils nachgefragten Mengen, p_i die Preise und y die Gesamtausgaben, im vorliegenden Fall die Ausgaben für Lebensmittel.² α_i , β_i und γ_{ij} stellen die zu schätzenden Parameter dar. Der Preisindex P wird definiert als:

$$(2) \quad \log P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \log p_k \log p_j$$

Um bei der Schätzung Nichtlinearität in den Parametern zu vermeiden, wird dieser Preisindex durch den von DEATON und MUELLBAUER vorgeschlagenen Stone Preisindex P^S ersetzt (DEATON und MUELLBAUER, 1980):

$$(3) \quad \log P^S = \sum_i \bar{w}_i \log p_i$$

Dabei repräsentiert \bar{w}_i den mittleren Budgetanteil. Während die Adding-up-Restriktion (4) im LA/AIDS automatisch erfüllt ist, müssen, um den Bedingungen der Nachfrage Theorie zu genügen, Homogenitäts- und Symmetriestriktion (5) und (6) durch Auferlegung von Parameterrestriktionen zusätzlich in die Schätzung integriert werden:

$$(4) \quad \sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_i \beta_i = 0$$

Adding-up-Restriktion

$$(5) \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0$$

Homogenitätsrestriktion

$$(6) \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji}$$

Symmetriestriktion

Mittels einer SUR-Schätzung wird Gleichung (1) in dieser Analyse unter Verwendung des Stone-Preisindex (3) sowie Auferlegung der Parameterrestriktionen (5) und (6) berechnet.

3. Daten, Preisbereinigung, Behandlung von Nullbeobachtungen sowie Ableitung von Elastizitäten

Die Datenbasis dieser Analyse bildet die Untererhebung für Nahrungsmittel, Getränke und Tabakwaren innerhalb der aktuellsten Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) des Statistischen Bundesamtes aus dem Jahr 2003. Diese Querschnitterhebung erfasst ca. 12 000 Haushalte, differenziert nach sozioökonomischen und demografischen Merkmalen. Diese Haushalte sind repräsentativ für 98 % der deutschen Bevölkerung. Nicht erfasst sind lediglich Anstaltshaushalte sowie Haushalte, deren monatliches Nettoeinkommen 18 000 Euro monatlich überschreitet. In diesen Daten der EVS werden sowohl Ausgaben als auch Mengen erworbener Nahrungsmittel, Getränke und Tabakwaren über einen Monat erfasst. Die anschreibenden Haushalte wurden nach einem Rotationsverfahren ausgewählt, um sicherzustellen, dass sich die Anschreibungen insgesamt und nach Schichtungsmerkmalen möglichst gleichmäßig

¹ Hierzu führen DEATON und MUELLBAUER aus: "The flexible functional form property of the AIDS cost function implies that the demand functions derived from it are first-order approximations to any set of demand functions derived from utility-maximizing behavior." (DEATON und MUELLBAUER, 1980: 315).

² Da anstelle der Gesamtausgaben aller Güter des Privaten Verbrauchs die Ausgaben für Lebensmittel verwendet werden,

wird davon ausgegangen, dass die Nutzenfunktion schwach separabel ist (siehe z.B. EDGERTON, 1997).

auf die zwölf Kalendermonate des Erhebungsjahres verteilten (CZAJKA and KOTT, 2006).

Da in der EVS Preise der erfassten Nahrungsmittel und Getränke nicht erhoben sind, werden diese aus den Durchschnittspreisen (Unit Values), welche sich durch Division von Ausgaben (E) und Mengen (Q) ergeben ($UV=E/Q$), abgeleitet. Werden Ausgaben durch Mengen dividiert, spiegeln sich in der resultierenden Größe nicht nur Preisvariationen, sondern insbesondere auch Qualitätsunterschiede. Auf Grundlage der Ansätze von HOUTHAKKER (1952) und THEIL (1952) entwickelten COX und WOHLGENANT (1986) einen Ansatz, um qualitätsbereinigte Preise (Quality Adjusted Prices) aus den Unit Values abzuleiten. Folgende hedonische Preisfunktion liegt diesem Ansatz zugrunde:

$$(7) \quad UV_i = \delta_i + \sum_c \kappa_{ic} C_{ic} + e_i,$$

wobei C_{ic} die verschiedenen Qualitätscharakteristika ($c=1, \dots, n$) darstellen. Wird über die Qualitätscharakteristika kontrolliert, spiegeln die Residuen e_i die nicht qualitätsbedingten Preisvariationen wider. Qualitätsbereinigte Preise (p_i^*) können dann durch Addition der Störgröße zur Konstanten berechnet werden:

$$(8) \quad p_i^* = \delta_i + e_i$$

Da Qualitätscharakteristika (C_{ic}) in der Regel nicht direkt in den Daten erfasst sind, ist es üblich, sozioökonomische Haushaltscharakteristika als Proxy-Variablen für Haushaltspräferenzen für die unbeobachteten Qualitätscharakteristika zu verwenden (COX and WOHLGENANT, 1986). In dieser Analyse werden Quality Adjusted Prices nach dem beschriebenen Verfahren berechnet. Als Haushaltscharakteristika werden die Variablen Einkommen, Alter, Personenzahl sowie Anzahl und Alter von Kindern im Haushalt, Berufs- und Bildungsgruppe einbezogen. Um auch regional und saisonal bedingte Preisschwankungen aus der Störgröße e_i zu eliminieren, werden zusätzlich Regional- und Quartalsangaben in der Regressionsgleichung berücksichtigt (vgl. PARK et al., 1996).

Der Tabelle A1 können die deskriptiven Statistiken der in dieser Arbeit verwendeten Variablen entnommen werden, die Tabelle A2 zeigt Schätzergebnisse der hedonischen Preisgleichung exemplarisch für die drei Produktkategorien Fleisch/-produkte insgesamt, Rind- und Schweinefleisch. Es zeigt sich, dass bei höherem Einkommen sowie Bildungsniveau signifikant höhere Durchschnittspreise gezahlt werden. Demgegenüber lassen sich bei den sozialen Gruppen Arbeiter und Arbeitslose, aber auch bei Haushalten mit höherer Personenzahl im Mittel signifikant niedrigere Durchschnittspreise beobachten. Darüber hinaus zeigen sich deutliche regionale Unterschiede der gezahlten Durchschnittspreise. Diese sind im Süden Deutschlands signifikant höher, im Osten signifikant geringer. Die Bestimmtheitsmaße liegen bei den betrachteten Gruppen zwischen 0,09 bei Schweinefleisch und 0,12 bei Fleisch/-produkten insgesamt. Unter der Annahme, dass die einbezogenen Variablen die durch Qualität, Region und Saison bedingten Preisschwankungen erklären, sind die Restschwankungen diejenigen Preisvariationen, welche im Zusammenhang mit der Konstanten den bereinigten Preis ergeben.

Ein zweiter Aspekt, der bei der Verwendung von Querschnittsdaten berücksichtigt werden muss, ist die Behandlung von Nullbeobachtungen der abhängigen Variablen. Nullbeobachtungen können auftreten, weil (1) der Haushalt keine Präferenz für das Produkt hat, weil (2) Einkommensrestriktionen den Haushalt zwingen, auf das Produkt zu verzichten (Ecklösungen) oder weil (3) die Erfassungsperiode zu kurz ist. Je kürzer diese ist und je disaggregierter Produkte erfasst sind, desto größer ist der Anteil der Nullbeobachtungen. Werden Nullbeobachtungen in die Schätzung einbezogen, werden Ecklösungen implizit unterstellt. Werden sie aus der Analyse ausgeschlossen, kann es zu einem Selektivitätsbias kommen (MADDALA, 1983).

Ein von HECKMAN 1979 eingeführtes und von HEIEN und WESSELLS 1990 weiterentwickeltes zweistufiges Schätzverfahren wurde in der Vergangenheit vielfach angewendet, um den Selektivitätsbias zu korrigieren (vgl. u.a. PARK et al., 1996; SAHA et al., 1997; LAZARIDIS, 2003). SHONKWILER und YEN (1999) zeigen jedoch, dass diese Anwendung zu inkonsistenten Schätzergebnissen führen kann, und entwickelten die Consistent-Two-Step-Estimation- (CTS-) Prozedur. Dabei wird, analog zum Heckman-Verfahren, in einer ersten Stufe aus einer Probit-Analyse die Wahrscheinlichkeit dafür abgeleitet, dass ein Haushalt Gut i konsumiert oder nicht. In diese Schätzungen, die mittels der Maximum-Likelihood-Methode durchgeführt werden, gehen die Faktoren Einkommen, Güterpreise sowie verschiedene Haushaltscharakteristika (z.B. Alter, Haushaltsgröße, Bildung, Region) als Erklärungsgrößen ein. Schätzergebnisse der Probit-Analyse sind für drei ausgewählte Produktkategorien in Tabelle A3 im Anhang ausgewiesen.

Die Ergebnisse der Probit-Analyse ($\phi(z_i' \rho_i)$ und $\Phi(z_i' \rho_i)$) werden anschließend in das LA/AIDS folgendermaßen integriert:

$$(9) \quad w_i = \Phi(z_i' \rho_i) \left[\alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(y/P^s) \right] + \sigma \phi(z_i' \rho_i)$$

Hier stellt ϕ die Dichtefunktion und Φ die kumulierte Dichtefunktion der Standardnormalverteilung dar, ρ_i ist der aus der Probit-Analyse geschätzte Koeffizientenvektor, z_i der Vektor der die Kaufentscheidung determinierenden Einflussvariablen und σ der zu schätzende Parameter (vgl. SHONKWILER and YEN, 1999). Dieses Verfahren, welches u.a. in JONAS (2005) und CAILLAVET (2005) Anwendung fand, wird in dieser Analyse zugrunde gelegt.³ Die besondere Behandlung der Nullbeobachtungen ist hier notwendig, da der Anschreibezitraum der EVS nur einen Monat umfasst und die Nahrungsmittel disaggregiert analysiert werden. Der Anteil der Nullbeobachtungen bei den verschiedenen Lebensmittelgruppen kann Tabelle A1 entnommen werden.

³ SHONKWILER und YEN (1999) weisen im Hinblick auf die Schätzung eines Gleichungssystems wie 9 auf das Problem der Heteroskedastizität sowie auf eine nicht korrekt geschätzte Varianz-Kovarianzmatrix hin. Der Korrektur der Kovarianzmatrix wurde mit Hilfe eines Schätzers von WHITE (1980) Rechnung getragen. Dieser Schätzer, welcher sowohl bei Homo- als auch Heteroskedastizität konsistent ist, wird u.a. in GREENE (2003: 220-221) ausführlich beschrieben.

Nach Schätzung von Gleichung (9) mittels einer SUR-Schätzung werden die (konditionalen) Ausgaben- (η_i) sowie Eigen- (ε_{ii}), und Kreuzpreiselastizitäten (ε_{ij}) nach GREEN und ALSTON (1990) wie folgt abgeleitet:

$$(10) \eta_i = \Phi(z_i' \rho_i) * \frac{\beta_i}{w_i} + 1$$

Ausgabenelastizität

$$(11) \varepsilon_{ii} = \Phi(z_i' \rho_i) * \left(\frac{\gamma_{ii}}{w_i} - \beta_i \right) - 1$$

Eigenpreiselastizität, unkompenziert

$$(12) \varepsilon_{ii}^c = \varepsilon_{ii} + w_i \eta_i$$

Eigenpreiselastizität, kompensiert

$$(13) \varepsilon_{ij} = \Phi(z_i' \rho_i) * \left(\frac{\gamma_{ij} - \beta_i w_j}{w_i} \right)$$

Kreuzpreiselastizität, unkompenziert

$$(14) \varepsilon_{ij}^c = \varepsilon_{ij} + w_j \eta_i$$

Kreuzpreiselastizität, kompensiert

Die Berechnungsvorschriften machen deutlich, dass die Elastizitäten von Haushalt zu Haushalt verschieden sind. Dargestellt werden daher exemplarisch die durchschnittlichen Elastizitäten für die Budgetanteilmittelwerte \bar{w}_i und den durchschnittlichen Haushalt \bar{z}_i . Berechnet werden Elastizitäten zum einen für sechs übergeordnete Lebensmittelgruppen.⁴ Zusätzlich werden differenzierte Elastizitäten für die Untergruppe Fleisch/-produkte mit sechs unterschiedlichen Fleischkategorien aus einer separaten Schätzung abgeleitet.⁵ Die Lebensmittelaggregate wurden so gewählt, dass eine möglichst hohe Vergleichbarkeit zu vorangegangenen Studien gegeben ist (vgl. THIELE, 2001; WILDNER and VON CRAMON-TAUBADEL, 2000; GRINGS, 1993).⁶

EDGERTON (1997) zeigt, wie unbedingte bzw. integrierte Elastizitäten über beide Stufen hinweg berechnet werden können:

$$(15) \eta_{i,u} = \eta_{i,k} * \eta_{i,k}^F$$

unkonditionale Ausgabenelastizität

$$(16) \varepsilon_{ij,u} = \varepsilon_{ij,k} + \eta_{i,k} * w_j (1 + \varepsilon_{ii,k}^F)$$

unkonditionale Preiselastizitäten, unkompenziert

Wobei η_i^F die Ausgaben- und $\varepsilon_{ii,k}^F$ die Preiselastizität für die Gruppe Fleisch/-produkte darstellt sowie w_i den Ausgabenanteil des Gutes i (z.B. Rindfleisch) innerhalb der Gruppe Fleisch/-produkte. Die kompensierten Eigenpreis- und Kreuzpreiselastizitäten lassen sich analog ableiten (vgl. EDGERTON, 1997). Die in Tabelle 2 dargestellten unbedingten Elastizitäten für die Gruppe Fleisch sind auf Basis der konditionalen Elastizitäten der Tabelle A4 im Anhang gemäß der Gleichungen (15) und (16) berechnet.

4. Ergebnisse zu den Elastizitäten

4.1 Elastizitäten für Lebensmittelgruppen

Die Schätzparameter des LA/AIDS für die übergeordneten Lebensmittelgruppen sowie der Fleischgruppen sind in den Tabellen A5 und A6 in der Anlage dargestellt. Es zeigen sich überwiegend signifikante Schätzparameter. Darüber hinaus weisen die Tabellen auf die Einhaltung der Homogenitäts- und Symmetriestriktionen hin. Die Signifikanz des Schätzkoeffizienten σ der Variable $kphi (= \phi(z_i' \rho_i))$ in insgesamt acht der 12 Gleichungen deutet darauf hin, dass die Schätzungen ohne Einbezug des Korrekturfaktors zur Behandlung der Nullbeobachtungen verzerrt gewesen wären. Tabelle 1 weist die anhand der Schätzparameter berechneten unkompenzierten und kompensierten Preiselastizitäten sowie Ausgabenelastizitäten berechnet für den Durchschnittshaushalt aus.⁷ Die höchste Ausgabenelastizität lässt sich für die Gütergruppe Fleisch/-produkte feststellen. Steigt das Budget für den gesamten Lebensmittelwarenkorb um 1 %, so steigt die Nachfrage nach Fleisch/-produkten um 1,19 %.⁸ Auch vorangegangene Analysen für Deutschland kamen zu vergleichsweise hohen Ausgabenelastizitäten

⁴ Durch die Begrenzung auf sechs Lebensmittelgruppen sind die Nahrungsmittelausgaben der Haushalte zu verstehen als die gesamten Nahrungsmittelausgaben abzüglich einiger Kategorien, wie z.B. Fisch und Fischwaren, Eier und Zucker.

⁵ In dieser Rubrik wurden Fleischzubereitungen nicht berücksichtigt.

⁶ In der Literatur wird bei der Einteilung von Lebensmittelaggregaten zur Schätzung von Nachfragesystemen auf der zweiten Stufe (hier Fleisch/-produkte) z.T. auch so vorgegangen, dass alle übrigen Lebensmittel, die nicht zur Fleischgruppe gehören, als ein Aggregat zusammengefasst werden (vgl. u.a. BRESTER und SCHROEDER, 1995; SCHROEDER, MARSH und MINTERT, 2000). Die hochaggregierte Lebensmittelkategorie hat folglich einen relativ hohen Budgetanteil, die Fleischkategorien haben entsprechend kleine. Dieses Ungleichgewicht kann sich verzerrend auf die Ergebnisse auswirken.

⁷ Die Einhaltung der Homogenitätsrestriktion zeigt sich in Tabelle 1 darin, dass sich die kompensierten Preiselastizitäten spaltenweise (d.h. je Produktgruppe über die Preise hinweg) zu null addieren lassen. Die Erfüllung der Symmetrieeigenschaft äußert sich in Tabelle 1 darin, dass die Vorzeichen zweier Kreuzpreiselastizitäten zueinander (i,j und j,i) identische Vorzeichen aufweisen. Darüber hinaus sind die mit der negativen Semidefinitheit der Slutsky-Matrix einhergehenden Implikationen erfüllt, welche u.a. beinhalten, dass die kompensierten Eigenpreiselastizitäten nicht-positiv sein müssen und dass das Produkt aus zwei beliebigen kompensierten Eigenpreiselastizitäten größer sein muss als das Produkt der zugehörigen kompensierten Kreuzpreiselastizitäten.

⁸ Da die Bezugsgröße die Ausgaben für Nahrungsmittel für sechs Produktgruppen (vgl. Tab. 1) sind, ergeben sich im Vergleich zu Einkommenselastizitäten relativ große absolute Elastizitätswerte. Um Einkommenselastizitäten zu berechnen, müssten die Ausgabenelastizitäten mit der Einkommenselastizität der gesamten Nahrungsmittelnachfrage multipliziert werden. Wird eine Einkommenselastizität der mengenmäßigen Nachfrage nach Nahrungsmitteln insgesamt in Höhe von 0,3 angenommen, ergibt sich für die Gütergruppe Fleisch/-produkte eine Einkommenselastizität von 0,36.

Tabelle 1. Preis- und Ausgabenelastizitäten für Lebensmittelgruppen

Preis\ Menge	Fleisch/ -produkte	Milch/ -produkte	Obst	Gemüse	Kart./Nud./ Reis	Brot/ Müsli
<i>unkompensierte Preiselastizitäten</i>						
Fleisch/-produkte	-1,02**	0,13**	0,00**	-0,17**	-0,12	-0,02**
Milch/-produkte	0,02**	-1,00**	-0,03**	0,02**	0,01**	-0,04
Obst	-0,03**	0,00	-0,80**	-0,13**	0,04**	-0,08**
Gemüse	-0,07**	0,01**	-0,09**	-0,55**	-0,04**	-0,06**
Kart./Nudeln/Reis	-0,03**	0,00**	0,01**	-0,02**	-0,83**	0,00**
Brot/Müsli	-0,06**	-0,04**	-0,10**	-0,10**	-0,02**	-0,55**
<i>kompensierte Preiselastizitäten</i>						
Fleisch/-produkte	-0,63**	0,42**	0,33**	0,15**	0,20**	0,23**
Milch/-produkte	0,32**	-0,78**	0,22**	0,26**	0,25**	0,15**
Obst	0,15**	0,13**	-0,65**	0,01**	0,18**	0,03**
Gemüse	0,04**	0,10**	0,01**	-0,46**	0,05**	0,01**
Kart./Nudeln/Reis	0,03**	0,05**	0,06**	0,03**	-0,78**	0,04**
Brot/Müsli	0,09**	0,07**	0,03**	0,02**	0,10**	-0,46**
<i>Ausgabenelastizitäten</i>						
	1,19**	0,89**	0,99**	0,97**	0,97**	0,75**

** Irrtumswahrscheinlichkeit höchstens 1 %; * Irrtumswahrscheinlichkeit höchstens 5 %

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003

ten im Bereich Fleisch (vgl. WILDNER and VON CRAMON, 2000; THIELE, 2001). Auch die Kategorien Obst, Gemüse sowie Kartoffeln, Nudeln, Reis weisen mit Ausgabenelastizitäten von 0,99, 0,97 bzw. 0,97 höhere Werte auf. Die geringsten Nachfragesteigerungen bei Anstieg des Lebensmittelbudgets sind mit einem Elastizitätswert von 0,75 in der Gruppe Brot/Müsli zu erwarten.

Alle Eigenpreiselastizitäten sind erwartungsgemäß signifikant negativ. Unter den unkompenzierten Eigenpreiselastizitäten lassen sich für die Gruppen Fleisch und Milch mit Werten von -1,02 und -1,00 die größten Elastizitäten feststellen, d.h. steigt der Durchschnittspreis für Fleisch/-produkte bzw. Milch/-produkte um 1 % reagieren die Verbraucher im Mittel mit einer Mengenreduktion um ebenfalls (nahezu) 1 %. Die geringsten Elastizitäten weisen mit -0,55 die Produktgruppen Brot/Müsli sowie Gemüse auf. Während die unkompenzierten Preiselastizitäten sowohl den Einkommens- als auch den Substitutionseffekt einer Preisänderung widerspiegeln, klammern die kompensierten Eigenpreiselastizitäten den Einkommenseffekt aus. Folglich lassen sich geringere Eigenpreiselastizitäten feststellen, dies gilt insbesondere für die Gütergruppe Fleisch/-produkte (-1,02 versus -0,63). Steigen die Preise für Fleisch/-produkte, reduzieren die Verbraucher offensichtlich insbesondere auch deshalb den Konsum, weil der Preisanstieg einer deutlichen Realeinkommensenkung gleich kommt.

Die unkompenzierten Kreuzpreiselastizitäten deuten sowohl auf substitutive als auch komplementäre Beziehungen zwischen den betrachteten Lebensmittelgruppen hin. So zeigt sich beispielsweise, dass bei Anstieg der Preise für Fleisch/-produkte deutliche Nachfragerückgänge in den Kategorien Gemüse (-0,17) sowie Kartoffeln/Nudeln/Reis (-0,12) zu erwarten sind. Demgegenüber zeigen sich zwischen Fleisch/-produkten und Milch/-produkten substitutive Kreuzpreisbeziehungen. Bei einem Anstieg der Preise für Fleisch/-produkte ist mit einer Ausweitung der mengenmäßigen Nachfrage nach Milch/-produkten um 0,13 % zu rechnen. Viele der in Tabelle 1 dargestellten unkompenzierten Kreuzpreisbeziehungen sind jedoch gering und z.T. nahe null. Die

kompenzierten Kreuzpreiselastizitäten, welche den Einkommenseffekt ausklammern, weisen mit positiven Vorzeichen ausschließlich auf substitutive Beziehungen hin. Diese sind bei Anstieg der Preise für Fleisch/-produkte sowie für Milch/-produkte am höchsten.

4.2 Elastizitäten für Fleisch/-produkte

Tabelle 2 zeigt unkonditionale Preis- und Ausgabenelastizitäten für die Gütergruppe Fleisch/-produkte. Die Ausgabenelastizitäten liegen bei allen Fleischsorten mit Ausnahme der Kategorie sonstiges Fleisch⁹ über 1. Die höchsten Ausgabenelastizitäten weisen mit 1,46 bzw. 1,50 Rind- und Schweinefleisch auf, es folgen Geflügel (1,23) und Hackfleisch (1,21) sowie Fleisch- und Wurstwaren (1,06). Diese Ergebnisse stehen im Einklang mit

denen bisheriger Analysen (vgl. WILDNER, VON CRAMON, 2000; THIELE, 2001).

Bei den Eigenpreiselastizitäten lassen sich durchweg negative Werte feststellen. Die geringsten Elastizitäten sind in den Kategorien Rindfleisch sowie sonstiges Fleisch zu beobachten. Bei einer Preiserhöhung um 1 % sinkt die Nachfrage um lediglich 0,53 bzw. 0,20 %. Die höchste Eigenpreiselastizität weist die Nachfrage nach Fleisch- und Wurstwaren auf. Bei einer einprozentigen Preiserhöhung reduziert sich die Nachfrage um 0,92 %.¹⁰

Der Vergleich zu den bisher für die Bundesrepublik ermittelten Eigenpreiselastizitäten zeigt insbesondere verringerte Werte für Rind- und Schweinefleisch. Dabei lässt sich die größte Veränderung für Rindfleisch feststellen. Die für diese Fleischkategorie bisher berechneten Eigenpreiselastizitäten auf Basis bundesdeutscher Daten lagen in der Spannweite von -1,97 (Daten von 1985, GRINGS, 1993) bis -0,97 (Daten von 1993, THIELE, 2001). Die Unterschiede zu den Ergebnissen des Jahres 2003 sind vermutlich zum großen Teil dem veränderten Nachfrageverhalten bei Rindfleisch bedingt durch den BSE-Skandal zuzuschreiben. Das veränderte Verhalten lässt sich durch einen deutlich geringeren Prozentsatz an Haushalten kennzeichnen, die Rindfleisch kaufen. Während in der EVS 1993 55 % der Haushalte angaben, Rindfleisch zu kaufen, waren es in der EVS 2003 nur noch 34 %.¹¹ Die noch verbliebenen Käuferhaushalte wei-

⁹ sonstiges Fleisch: Schaf, Ziege, Hase, Kaninchen, Wild

¹⁰ Der Vergleich zu den konditionalen Elastizitäten in Tabelle A4 zeigt für die unkompenzierten Preiselastizitäten nahezu identische Werte. Der Grund besteht darin, dass die Eigenpreiselastizität für die Gruppe Fleisch (ε_{ii}^F) mit einem Wert von -1,02 kaum von -1 abweicht (vgl. hierzu auch EDGERTON, 1997: 67).

¹¹ Damit einhergehend hat sich der Ausgabenanteil für Rindfleisch innerhalb der Kategorie Fleisch von 10 % im Jahr 1993 auf 6 % im Jahr 2003 verringert (eigene Berechnungen auf Basis der EVS 1993 und 2003).

Tabelle 2. Preis- und Ausgabenelastizitäten für Fleisch-/produkte, unkomditional¹⁾

Preis\Menge	Rind	Schwein	Geflügel	Hack	Fleisch-/Wurstwaren	sonstiges Fleisch
<i>unkompensierte Preiselastizitäten</i>						
Rind	-0,53	-0,09	-0,06	0,03	0,01	-0,51
Schwein	-0,11	-0,83	-0,07	-0,13	0,00	0,04
Geflügel	-0,08	-0,08	-0,69	-0,10	-0,01	-0,09
Hack	0,01	-0,08	-0,06	-0,83	0,02	-0,04
Fleisch-/Wurstwaren	-0,13	-0,20	-0,08	0,06	-0,92	0,05
sonstiges Fleisch	-0,41	0,00	-0,09	-0,07	-0,02	-0,20
<i>kompensierte Preiselastizitäten</i>						
Rind	-0,42	0,03	0,03	0,13	0,10	-0,45
Schwein	0,12	-0,59	0,12	0,07	0,17	0,18
Geflügel	0,10	0,10	-0,54	0,05	0,12	0,02
Hack	0,11	0,02	0,02	-0,75	0,09	0,02
Fleisch-/Wurstwaren	0,92	0,87	0,79	0,93	-0,16	0,68
sonstiges Fleisch	-0,37	0,04	-0,06	-0,04	0,01	-0,18
<i>Ausgabenelastizitäten</i>						
	1,46	1,50	1,23	1,21	1,06	0,87

¹⁾ Die unkomditionalen Elastizitäten für die Gruppe Fleisch sind auf Basis der komditionalen Elastizitäten der Tabelle A4 im Anhang gemäß der Gleichungen (15) und (16) berechnet.

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003

sen vermutlich eine höhere Präferenz für Rindfleisch auf und damit verbunden eine geringe Preiselastizität.

Vergleichsweise geringe Eigenpreiselastizitäten für Rindfleisch lassen sich nicht nur für Deutschland, sondern auch für andere Länder beobachten. Auf Basis von Zeitreihendaten wurden für die USA zahlreiche Analysen zur Fleischnachfrage durchgeführt. In den neueren Analysen wurden kompenzierte Eigenpreiselastizitäten für Rindfleisch zwischen -0,25 (COULIBALY and BRORSEN, 1999) und -0,61 (SCHROEDER et al., 2000) ermittelt.¹² Analysen auf Basis von Querschnittsdaten verschiedener Jahrgänge verdeutlichen darüber hinaus, dass die Eigenpreiselastizitäten für Rindfleisch im Zeitablauf gesunken sind. Auf Basis griechischer Daten ermittelte LAZARIDIS für das Jahr 1987/88 einen nicht kompenzierten Elastizitätswert von -0,80 und für das Jahr 1993/94 von -0,68 (2003).

Die in Tabelle 2 ausgewiesenen unkompenzierten Kreuzpreiselastizitäten deuten überwiegend auf komplementäre Beziehungen zwischen den verschiedenen Fleischkategorien hin, d.h. erhöhen sich die Preise für einzelne Fleischsorten, wirkt sich dies auch auf eine sinkende Nachfrage bei den übrigen Fleischsorten aus. Geringe Substitutionsbeziehungen werden lediglich zwischen Rindfleisch und Hack sowie Fleisch- und Wurstwaren und Hack ausgewiesen. Die reinen Substitutionsbeziehungen zwischen den Fleischsorten lassen sich unter Ausklammerung des Einkommenseffektes bei den kompenzierten Elastizitäten beobachten. Hier zeigen sich die höchsten substitutiven Beziehungen bei Anstieg der Preise für Fleisch- und Wurstwaren. Würden diese um 1 % steigen, würde die Nachfrage nach den übrigen Fleischkategorien zwischen 0,68 und 0,93 % steigen. Die Ergebnisse zu den Kreuzpreiselastizitäten stehen im Einklang zu denen aktueller internationaler Analysen. Auch in diesen werden negative unkompenzierte und überwiegend positive kompenzierte Kreuzpreiselastizitäten zwi-

¹² Siehe auch: CHERN, 2003; EALES et al., 1998; KINNUCAN et al., 1997; BRESTER und SCHROEDER, 1995.

sehen verschiedenen Fleischkategorien ausgewiesen (YEN und LIN, 2006; CHERN, 2003; LAZARIDIS, 2003). Die Bestimmungsgründe für diese zunächst nicht zu erwartenden Ergebnisse wurden bisher nicht analysiert. Hier besteht für die Zukunft weiterer Forschungsbedarf.

4.3 Vergleich verschiedener Haushaltsgruppen

Die zuvor dargestellten Elastizitäten wurden für den Durchschnittshaushalt ausgewiesen. Da Haushaltsgruppen unterschiedlich auf Preis- und Einkommensänderungen reagieren, sollen nun Elastizitäten differenziert nach verschiedenen Haushaltsgruppen dargestellt werden. Die Berechnungen basieren auf Schätzungen, welche getrennt für die verschiedenen Haushaltsgruppen durchgeführt werden. Ein häufiges Verfahren zur Berücksichtigung von soziodemografischen

Variablen in Nachfragesystemen ist das Translating, bei dem die Regressionskonstante der Gleichungen als eine Funktion der soziodemografischen Charakteristika spezifiziert wird (vgl. POLLAK und WALES, 1992). Dieses Verfahren ist hier ungeeignet, da übrige Schätzparameter als konstant angenommen werden. Im Falle des zusätzlichen Scaling, bei dem auch die übrigen Schätzparameter flexibilisiert werden, kommt es zur Nichtlinearität der Nachfragegleichungen und damit zur Anwendung komplizierter Schätzverfahren.

Die Auswahl der Haushaltsgruppen, für die Elastizitätswerte dargestellt werden, orientiert sich an zukünftig zu erwartenden sozialen und demografischen Veränderungen. Drei entscheidende Entwicklungen sind die zunehmende Alterung der Bevölkerung (EUROPÄISCHE KOMMISSION, 2006), die Zunahme der Singlehaushalte (STATISTISCHES BUNDESAMT, 2006) sowie ein Trend zunehmender Streuung der Bruttoeinkommen (BUNDESREGIERUNG, 2004). Entsprechend werden Elastizitätswerte für einkommensarme und -reiche, jüngere und ältere sowie Ein- und Mehr-Personenhaushalte gegenübergestellt. Als einkommensarm wird ein Haushalt definiert, der über ein Äquivalenzeinkommen¹³ verfügt, welches unterhalb der ersten Quartilsgrenze liegt. Einkommensreich ist dementsprechend ein Haushalt, dessen Äquivalenzeinkommen im obersten Viertel liegt. Ein Haushalt wird zu den jüngeren gezählt, wenn seine Bezugsperson 35 Jahre und jünger ist. Demgegenüber zählt er zu den älteren, wenn die Bezugsperson ein Alter von 65 Jahren und mehr aufweist.

¹³ Das Äquivalenzeinkommen, welches das Lebenshaltungsniveau eines Haushalts widerspiegelt, ergibt sich, indem das Haushaltseinkommen durch ein Äquivalenzgewicht des Haushalts geteilt wird, welches die Haushaltsgröße und Zusammensetzung berücksichtigt. Es werden Äquivalenzgewichte in Anlehnung an eine OECD-Skala wie folgt verwendet (vgl. OECD, 1994): erste Person im Haushalt 1, jede weitere erwachsene Person 0,5, jedes Kind 0,3.

In den Tabellen 3 und 4 sind die Eigenpreis- und Ausgabenelastizitäten der verschiedenen Haushaltsgruppen ausgewiesen. Es zeigt sich, dass einkommensärmere Haushalte in allen Bereichen mit Ausnahme der Kategorie Kartoffeln/Nudeln/Reis sowie Hack preiselastischer reagieren als der Durchschnittshaushalt. Das ist plausibel, denn Haushalte, die über ein geringeres Einkommen verfügen, müssen genauer kalkulieren, um mit dem Einkommen auszukommen. Entsprechend fragen einkommensreichere Haushalte vergleichsweise preisunelastisch nach.

Derartig eindeutige Tendenzen zeigen sich darüber hinaus lediglich noch bei den Paaren mit zwei Kindern. Hier lässt sich mit Ausnahme der Kategorie Obst eine durchweg unelastischere Reaktion bei Preisänderungen im Vergleich zum Durchschnittshaushalt beobachten. Bereits vorangegangene Analysen zeigten, dass Paare mit Kindern überwiegend unelastischer reagieren (THIELE, 2001). Auffällig zeigt sich darüber hinaus, dass die Eigenpreiselastizitäten innerhalb der Gruppe Fleisch deutlicher voneinander abweichen als bei den übergeordneten Lebensmittelgruppen. Die größten Abweichungen zwischen den Haushaltsgruppen zeigen sich bei Rind- und Hackfleisch, d.h. die Verwendung von Durchschnittselastizitäten ist insbesondere bei diesen Lebensmittelgruppen kritischer als in anderen Gruppen.

Bei den in Tabelle 4 dargestellten Ausgabenelastizitäten lassen sich gegenüber den Eigenpreiselastizitäten geringere Abweichungen einzelner Haushaltsgruppen vom Durchschnittshaushalt feststellen. Innerhalb der Gruppe Fleisch zeigen sich größere Unterschiede zwischen den Haushaltsgruppen bei Hackfleisch und Fleisch- und Wurstwaren. Bei den übergeordneten Lebensmittelgruppen sind größere Abweichungen einzelner Haushaltsgruppen in den Kategorien Brot/Müsli, Gemüse sowie Obst festzustellen.

5. Zusammenfassung der Ergebnisse

1. Die mit steigendem Einkommen erhöhten Ausgaben für Lebensmittel insgesamt führen insbesondere in der Produktgruppe Fleisch zu erhöhten Nachfragemengen.
2. Hohe unkompenzierte Eigenpreiselastizitäten für die Produktgruppen Fleisch (-1,02) und Milch (-1,00) zeigen, dass Verbraucher gerade bei diesen Lebensmittelgruppen deutlich auf Preisänderungen reagieren. Die Differenzierung nach einzelnen Fleischsorten zeigt allerdings, dass es große Unterschiede zwischen den

Tabelle 3. Eigenpreiselastizitäten (unkompensiert) differenziert nach verschiedenen Haushaltsgruppen

	alle Haushalte	ärmere	reichere	Singles	Paare 2 Kinder	jüngere	ältere
<i>Lebensmittelgruppen</i>							
Fleisch/-produkte	-1,02	-1,05	-0,97	-1,00	-0,92	-1,03	-1,03
Milch/-produkte	-1,00	-1,04	-0,97	-1,03	-0,94	-0,95	-1,01
Obst	-0,80	-0,87	-0,76	-0,88	-0,85	-0,81	-0,70
Gemüse	-0,55	-0,59	-0,54	-0,58	-0,48	-0,51	-0,51
Kart./Nudeln/Reis	-0,83	-0,81	-0,75	-0,76	-0,78	-0,58	-0,96
Brot/Müsli	-0,55	-0,57	-0,49	-0,50	-0,53	-0,49	-0,62
<i>Fleisch/-produkte (unkonditional)</i>							
Rind	-0,53	-0,89	-0,39	-0,15	-0,12	-0,52	-0,64
Schwein	-0,83	-0,95	-0,80	-0,66	-0,78	-0,77	-0,77
Geflügel	-0,69	-0,83	-0,67	-0,51	-0,60	-0,73	-0,58
Hack	-0,83	-0,91	-0,78	-0,29	-0,44	-0,62	-0,94
Fleisch-/Wurstwaren	-0,92	-0,97	-0,87	-0,94	-0,81	-0,96	-0,92
sonstiges Fleisch	-0,20	-0,49	-0,21	-0,28	-0,38	-0,32	-0,03
N	11 831	2 958	2 955	2 800	1 095	1 326	2 334

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003

Tabelle 4. Ausgabenelastizitäten differenziert nach verschiedenen Haushaltsgruppen

	alle Haushalte	ärmere	reichere	Singles	Paare 2 Kinder	jüngere	ältere
<i>Lebensmittelgruppen</i>							
Fleisch/-produkte	1,19	1,23	1,22	1,13	1,16	1,24	1,18
Milch/-produkte	0,89	0,90	0,90	0,93	0,85	0,91	0,90
Obst	0,99	0,98	1,01	1,11	1,07	0,94	1,01
Gemüse	0,97	0,91	0,99	1,16	1,03	0,93	0,97
Kart./Nudeln/Reis	0,97	0,93	1,02	1,02	0,91	0,90	1,06
Brot/Müsli	0,75	0,75	0,62	0,58	0,83	0,85	0,71
<i>Fleisch/-produkte (unkonditional)</i>							
Rind	1,46	1,53	1,45	1,56	1,50	1,51	1,47
Schwein	1,50	1,55	1,50	1,50	1,70	1,58	1,45
Geflügel	1,23	1,25	1,30	1,16	1,32	1,18	1,21
Hack	1,21	1,21	1,33	1,15	1,09	1,28	1,09
Fleisch-/Wurstwaren	1,06	1,11	1,08	1,01	0,94	1,14	1,07
sonstiges Fleisch	0,87	0,79	0,95	0,47	0,88	0,96	0,88
N	11 831	2 958	2 955	2 800	1 095	1 326	2 334

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003

Fleischkategorien gibt. Während Fleisch- und Wurstwaren mit -0,92 eine höhere Eigenpreiselastizität aufweisen, reagieren die Verbraucher z.B. bei Rindfleisch mit -0,53 wenig preiselastisch. Die im Vergleich zu vorigen Untersuchungen deutlich reduzierte Elastizität bei Rindfleisch könnte mit dem gesunkenen Anteil an Käuferhaushalten zusammenhängen.

3. In der Kategorie Fleisch lässt sich ein vergleichsweise großer Unterschied zwischen unkompenzierter und kompensierter Eigenpreiselastizitäten feststellen (-1,02 vs. -0,63). Offensichtlich senken Verbraucher bei einem Anstieg der Preise für Fleisch insbesondere auch deshalb den Fleischkonsum, weil der Preisanstieg einer deutlichen Realeinkommensenkung gleich kommt.
4. Negative unkompenzierte Kreuzpreiselastizitäten deuten eher auf komplementäre als auf substitutive Beziehungen zwischen den Fleischkategorien hin, d.h. bei Anstieg der Preise für einzelne Fleischsorten wirkt sich dies auch auf eine sinkende Nachfrage bei den übrigen

Fleischsorten aus. Bei Ausklammerung des Einkommenseffektes zeigen sich Substitutionsbeziehungen insbesondere zwischen Fleisch- und Wurstwaren und den einzelnen Fleischarten.

5. Ein Vergleich von Elastizitäten differenziert nach verschiedenen Haushaltsgruppen macht deutlich, dass die Elastizitäten insbesondere für Fleisch zwischen den Haushaltsgruppen differieren. Dies ist bei der Verwendung von Durchschnittselastizitäten zu berücksichtigen.
6. Weiterer Forschungsbedarf besteht insbesondere im Bereich der Kreuzpreisbeziehungen zwischen den verschiedenen Fleischprodukten und Lebensmittelgruppen insgesamt.

Literatur

- ALSTON, M.J. and J.A. CHALFANT (1993): The Silence of the Lambdas: A Test of the Almost Ideal and Rotterdam Models. In: *American Journal of Agricultural Economics* 75 (2): 304-313.
- BRESTER, G.W. and T.C. SCHROEDER (1995): The Impacts of Brand and Generic Advertising on Meat Demand. In: *American Journal of Agricultural Economics* 77 (4): 969-979.
- BUNDESREGIERUNG (Hrsg.) (2004): *Lebenslagen in Deutschland. Der 2. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*. Bonn.
- CAILLAVET, F. (2005): Poverty and Healthy Diet: Education Poor or Income Poor? A Two-Step Model for Fat Consumption in France. Contributed Paper, 97th EAAE Seminar "The Economics and Policy of Diet and Health", Reading.
- CHERN, W.S. (2003): Health, Nutrition and Demand for Food: an American Perspective. In: Chern, W.S. und K. Rickertsen (Hrsg.): *Health, Nutrition and Food Demand*. CABI Publishing, Oxford, Cambridge, MA: 11-32.
- CHUNG, C., D. DONG, T.M. SCHMIT, H.M. KAISER and B.W. GOULD (2005): Estimation of Price Elasticities from Cross-Sectional Data. In: *Agribusiness* 21 (4): 565-584.
- COULIBALY, N. and B.W. BRORSEN (1999): Explaining the Differences Between Two Previous Meat Generic Advertising Studies. In: *Agribusiness* 15 (Herbst) (4): 501-515.
- COX, T. L. und M.K. WOHLGENANT (1986): Prices and Quality Effects in Cross-Sectional Demand Analysis. In: *American Journal of Agricultural Economics* 68 (4): 908-919.
- CZAJKA, S. und K. KOTT (2006): Konsumausgaben privater Haushalte für Nahrungsmittel, Getränke und Tabakwaren 2003. In: *Wirtschaft und Statistik* 6/2006: 630-643.
- DEATON, A.S. and J. MUELLBAUER (1980): An Almost Ideal Demand System. In: *American Economic Review* 70 (3): 312-336.
- EALLES, J., J. HYDE and L.F. SCHRADER (1998): A Note on Dealing with Poultry in Demand Analysis. In: *Journal of Agricultural and Resource Economics* 23 (2): 558-567.
- EDGERTON, D.L. (1997): Weak Separability and the Estimation of Elasticities in Multistage Demand Systems. In: *American Journal of Agricultural Economics* 79 (1): 62-79.
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (Hrsg.) (2006): *Bevölkerungsstatistik. Eurostat, Themenkreis Bevölkerung und soziale Bedingungen*. Luxemburg.
- GREEN, R. and J.M. ALSTON (1990): Elasticities in AIDS Models. In: *American Journal of Agricultural Economics* 72 (2): 442-445.
- GREENE, W. (2003): *Econometric Analysis*. 5th edition. Prentice Hall, New Jersey.
- GRINGS, M. (1993): *Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Ost- und Westdeutschland. Vergleichende Analyse auf der Grundlage eines ökonometrischen Modells*. Habilitationsschrift. Universität Göttingen.
- HAEN, H. DE, K.N. MURTY und S. TANGERMANN (1982): *Künftiger Nahrungsmittelverbrauch in der Europäischen Gemeinschaft. Ergebnisse eines simultanen Nachfragesystems*. Schriftenreihe des Bundesministers für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, Reihe A: *Angewandte Wissenschaft*, Heft 271.
- HECKMAN, J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error. In: *Econometrica* 47 (1): 153-161.
- HEIEN, D. und C.R. WESSELLS (1990): Demand Systems Estimation With Microdata: A Censored Regression Approach. In: *Journal of Business & Economic Statistics* 8 (3): 365-371.
- HENNING, C. und J. MICHALEK (1992): Innovatives Konsumverhalten für Nahrungsmittel? In: *Agrarwirtschaft* 41 (11): 300-342.
- HOUTHAKKER, H.S. (1952): Compensated Changes in Quantities and Qualities Consumed. In: *The Review of Economic Studies* 19 (3): 155-164.
- JONAS, A. (2005): *Vermarktung ökologischer Produkte über den Lebensmitteleinzelhandel. Eine empirische Analyse der Hersteller-Händler-Beziehungen und der Nachfrage nach Milch*. Cuvillier Verlag, Göttingen.
- KINNUCAN, H.W., H. XIAO, C.-J. HSIA und J.D. JACKSON (1997): Effects of Health Information and Generic Advertising on U.S. Meat Demand. In: *American Journal of Agricultural Economics* 79 (1): 13-23.
- LAZARIDIS, P. (2003): Household Meat Demand in Greece: A Demand System Approach Using Microdata. In: *Agribusiness* 19 (1): 43-59.
- MADDALA, G.S. (1983): *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- MICHALEK, J. and M. KEYZER (1992): Estimation of a Two-Stage LES-AIDS Consumer Demand System for Eight EC Countries. In: *European Review of Agricultural Economics* 19 (2): 137-163.
- OECD (Hrsg.) (1994): *Measurement of Low Incomes and Poverty in a Perspective of International Comparisons*. OECD Working Papers: Labour Market and Social Policy Occasional Papers No. 15. Paris.
- PARK, L.J., R.B. HOLCOMB, K.C. RAPER und O. CAPPS, JR. (1996): A Demand System Analysis of Food Commodities by U.S. Households Segmented by Income. In: *American Journal of Agricultural Economics* 78 (2): 290-300.
- POLLAK, R. A. und T.J. WALES (1992): *Demand System Specification and Estimation*. Oxford University Press, New York.
- SAHA, A., O. CAPPS und P.J. BYRNE (1997): Calculating Marginal Effects in Models for Zero Expenditures in Household Budgets Using a Heckman-Type Correction. In: *Applied Economics* 29 (10): 1311-1316.
- SCHROEDER, T.C., T.L. MARSH und J. MINTERT (2000): *Beef Demand Determinants*. Cooperative Extension Report MF 2457. Kansas State University, March.
- SHONKWILER, S. und S. YEN (1999): Two-Step Estimation of a Censored System of Equations. In: *American Journal of Agricultural Economics* 81 (4): 972-982.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.) (2006): *Leben in Deutschland. Haushalte, Familie und Gesundheit – Ergebnisse des Mikrozensus 2005*. Wiesbaden.
- THEIL, H. (1952): Qualities, Prices and Budget Enquiries. In: *The Review of Economic Studies* 19 (3): 129-147.
- THIELE, S. (2001): Ausgaben- und Preiselastizitäten der Nahrungsmittelnachfrage auf Basis von Querschnittsdaten: Eine Systemschätzung für die Bundesrepublik Deutschland. In: *Agrarwirtschaft* 50 (2): 108-115.
- WHITE, H. (1980): A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroscedasticity. In: *Econometrica* 46 (4): 817-838.
- WILDNER, S. und S. VON CRAMON-TAUBADEL (2000): Die Bedeutung von Veränderungen der Nachfrage für die Wettbewerbsfähigkeit des Agrarsektors: Erste Ergebnisse einer neuen Nachfrageschätzung. In: *Schriften der GEWISOLA Bd. 36: Wettbewerbsfähigkeit und Unternehmertum in der Land- und Ernährungswirtschaft*. Landwirtschaftsverlag Münster-Hiltrup: 63-74.
- YEN, S.T. und B.-H. LIN (2006): A Sample Selection Approach to Censored Demand Systems. In: *American Journal of Agricultural Economics* 88 (3): 742-749.
- YEN, S.T., B.-H. LIN und D.M. SMALLWOOD (2003): Quasi- and Simulated-Likelihood Approaches to Censored Demand Systems: Food Consumption by Food Stamp Recipients in the United States. In: *American Journal of Agricultural Economics* 85 (2): 458-478.

Autorin:

DR. SILKE THIELE

Institut für Ernährungswirtschaft und Verbrauchslehre,
Christian-Albrechts-Universität Kiel
Olshausenstr. 40, 24098 Kiel
Tel.: 04 31-880 14 67, Fax: 04 31-880 73 08
E-Mail: sthie@food-econ.uni-kiel.de

Anhang

Tabelle A1. Definition und deskriptive Statistiken der verwendeten Variablen				
		Mittelwert	Std.abw.	
Fleisch/-produkte	bereinigter Preis in Euro je kg	6,989	2,447	
	Ausgabenanteil	0,330	0,165	
	Anteil Käufer	0,971		
Milch/-produkte	bereinigter Preis in Euro je kg	2,212	1,361	
	Ausgabenanteil	0,251	0,115	
	Anteil Käufer	0,995		
Obst	bereinigter Preis in Euro je kg	2,190	1,619	
	Ausgabenanteil	0,149	0,104	
	Anteil Käufer	0,970		
Gemüse	bereinigter Preis in Euro je kg	1,713	0,869	
	Ausgabenanteil	0,097	0,074	
	Anteil Käufer	0,956		
Kartoffeln/Nudeln/Reis	bereinigter Preis in Euro je kg	1,564	1,215	
	Ausgabenanteil	0,049	0,048	
	Anteil Käufer	0,894		
Brot/Müsli	bereinigter Preis in Euro je kg	2,523	1,082	
	Ausgabenanteil	0,123	0,075	
	Anteil Käufer	0,988		
Rind	bereinigter Preis in Euro je kg	9,975	3,131	
	Ausgabenanteil an Fleisch/-produkten	0,065	0,128	
	Anteil Käufer	0,351		
Schwein	bereinigter Preis in Euro je kg	6,760	2,720	
	Ausgabenanteil an Fleisch/-produkten	0,135	0,157	
	Anteil Käufer	0,639		
Geflügel	bereinigter Preis in Euro je kg	6,669	2,850	
	Ausgabenanteil an Fleisch/-produkten	0,105	0,149	
	Anteil Käufer	0,575		
Hack	bereinigter Preis in Euro je kg	3,943	1,260	
	Ausgabenanteil an Fleisch/-produkten	0,059	0,093	
	Anteil Käufer	0,529		
Fleisch-/Wurstwaren	bereinigter Preis in Euro je kg	7,816	2,712	
	Ausgabenanteil an Fleisch/-produkten	0,613	0,242	
	Anteil Käufer	0,989		
sonstiges Fleisch (Schaf, Ziege, Hase, Kaninchen, Wild)	bereinigter Preis in Euro je kg	8,011	3,012	
	Ausgabenanteil an Fleisch/-produkten	0,023	0,083	
	Anteil Käufer	0,171		
Einkommen	Haushaltsnettoeinkommen in Euro p.a.	41988	25425	
Alter	Alter des Haupteinkommensbeziehers	51,8	13,8	
Personenzahl	Anzahl der Personen im Haushalt	2,421	1,212	
	Anzahl Kinder < 6 J.	im Alter von 0 bis 6 Jahren	0,131	0,423
	Anzahl Kinder 7-14 J.	im Alter von 7 bis 14 Jahren	0,250	0,601
	Anzahl Kinder 15-18 J.	im Alter von 15 bis 18 Jahren	0,142	0,412
Single, männlich	Dummy=1, wenn Haupteinkommensbezieher männlicher Single, sonst 0.	0,148		
geringe Bildung	Dummy=1, wenn Haupteinkommensbezieher keinen beruflichen Abschluss hat und nicht in Ausbildung steht, sonst 0.	0,042		
hohe Bildung	Dummy=1, wenn Haupteinkommensbezieher Hochschul- oder Fachhochschulabschluss besitzt, sonst 0.	0,332		
Nord	Dummy=1, wenn Hauptwohnsitz des Haushalts in Schleswig-Holstein, Hamburg, Niedersachsen, Bremen, sonst 0.	0,161		
Süd	Dummy=1, wenn Hauptwohnsitz des HH in Rheinland-Pfalz, Baden-Württemberg, Bayern, Saarland, sonst 0.	0,320		
Ost	Dummy=1, wenn Hauptwohnsitz des Haushalts in Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt, Thüringen, sonst 0.	0,222		
1. Quartal	Dummy=1, wenn Anschreibemonat im Januar, Februar oder März, sonst=0.	0,233		
2. Quartal	Dummy=1, wenn Anschreibemonat im April, Mai, Juni, sonst=0.	0,256		
4. Quartal	Dummy=1, wenn Anschreibemonat im Oktober, November, Dezember, sonst=0.	0,261		

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003

Tabelle A2. Einfluss verschiedener Determinanten auf den Durchschnittspreis (Unit Value)¹⁾ ausgewählter Produktkategorien

	Fleisch/-produkte		Rindfleisch		Schweinefleisch	
	Koeff.	(t-Wert)	Koeff.	(t-Wert)	Koeff.	(t-Wert)
Konstante	1,889**	(83,262)	2,265**	(42,389)	1,855**	(50,974)
<i>Charakteristika des Haushalts</i>						
Einkommen/10 000	0,025**	(15,964)	0,026**	(7,452)	0,024**	(9,731)
Personenzahl	-0,045**	(-6,721)	-0,068**	(-4,988)	-0,048**	(-4,923)
Single männlich	0,072**	(5,771)	0,043	(1,490)	0,053**	(2,557)
Single weiblich	-0,009	(-0,635)	-0,002	(-0,061)	-0,019	(-0,748)
Anzahl Kinder <= 6 Jahre	0,038**	(3,907)	0,032	(1,513)	0,038**	(2,588)
Anzahl Kinder 7-14 Jahre	0,009	(1,166)	0,000	(-0,023)	0,027*	(2,358)
Anzahl Kinder 15-18 Jahre	-0,002	(-0,187)	0,019	(0,937)	-0,005	(-0,378)
<i>Charakteristika des Haupteinkommensbeziehers</i>						
Alter	0,001**	(3,635)	-0,002**	(-3,145)	-0,001*	(-2,220)
geringe Bildung	-0,061**	(-3,764)	-0,053	(-1,484)	-0,063**	(-2,532)
hohe Bildung	0,044**	(5,936)	0,059**	(3,596)	0,053**	(4,570)
Arbeiter	-0,061**	(-6,276)	-0,084**	(-4,037)	-0,076**	(-5,327)
Arbeitsloser	-0,124**	(-9,067)	-0,060*	(-1,930)	-0,052**	(-2,492)
Nord	-0,018*	(-1,803)	-0,026	(-1,162)	-0,045**	(-2,920)
Süd	0,045**	(5,615)	0,043**	(2,498)	0,072**	(5,796)
Ost	-0,143**	(-15,663)	-0,207**	(-10,484)	-0,160**	(-11,689)
1. Quartal	-0,016	(-1,711)	-0,011	(-0,524)	-0,032*	(-2,284)
2. Quartal	-0,001	(-0,057)	0,006	(0,327)	-0,006	(-0,483)
4. Quartal	-0,020*	(-2,313)	-0,001	(-0,043)	-0,023	(-1,755)
R ²	0,12		0,10		0,09	

¹⁾ Die Regression wurde mit logarithmierten Durchschnittspreisen durchgeführt. Zur Berechnung der bereinigten Preise wurde anschließend wieder delogarithmiert.

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003

Tabelle A3. Schätzergebnisse der Probit-Analyse für drei ausgewählte Produktkategorien

	Fleisch/-produkte		Rindfleisch		Schweinefleisch	
	Koeff.	(t-Wert)	Koeff.	(t-Wert)	Koeff.	(t-Wert)
Konstante	1,306**	(5,289)	-1,400**	(-10,687)	0,013	(0,094)
Preis (log)	0,003	(0,042)	0,001	(0,015)	-0,208**	(-4,287)
<i>Charakteristika des Haushalts</i>						
Einkommen/10 000	0,007	(0,515)	0,004	(0,697)	-0,011*	(-1,947)
Personenzahl	0,128	(1,663)	0,149**	(5,968)	0,227**	(8,432)
Single männlich	-0,697**	(-6,393)	-0,341**	(-7,038)	-0,562**	(-11,839)
Single weiblich	-0,673**	(-5,940)	-0,469**	(-7,987)	-0,594**	(-10,954)
Anzahl Kinder <= 6 Jahre	0,068	(0,609)	-0,140**	(-3,732)	-0,247**	(-6,457)
Anzahl Kinder 7-14 Jahre	-0,082	(-0,936)	-0,113**	(-3,732)	-0,151**	(-4,729)
Anzahl Kinder 15-18 Jahre	0,052	(0,424)	-0,084*	(-2,201)	-0,098*	(-2,417)
<i>Charakteristika des Haupteinkommensbeziehers</i>						
Alter	0,011**	(6,025)	0,013**	(13,118)	0,010**	(9,859)
geringe Bildung	-0,041	(-0,351)	-0,031	(-0,502)	0,020	(0,329)
hohe Bildung	-0,158**	(-2,734)	-0,059*	(-2,091)	-0,128**	(-4,587)
Nord	0,006	(0,081)	-0,198**	(-5,149)	-0,036	(-0,974)
Süd	0,089	(1,432)	0,044	(1,443)	0,020	(0,640)
Ost	0,410**	(4,907)	0,004	(0,118)	0,264**	(7,438)
1. Quartal	0,024	(0,329)	0,088**	(2,520)	-0,061	(-1,760)
2. Quartal	-0,048	(-0,687)	0,042	(1,218)	0,016	(0,460)
4. Quartal	0,006	(0,080)	0,221**	(6,505)	0,042	(1,223)
LLF*	-1355,129		-7252,911		-7201,825	
LLF (β=0)**	-1569,975		-7611,915		-7826,635	

*Maximierter Likelihood-Wert; **Maximierter Likelihood-Wert des Nullmodells

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003

Tabelle A4. Preis- und Ausgabenelastizitäten für Fleisch-/produkte, konditional

Preis\Menge	Rind	Schwein	Geflügel	Hack	Fleisch-/Wurstwaren	sonstiges Fleisch
<i>unkompensierte Preiselastizitäten</i>						
Rind	-0,53**	-0,09**	-0,06	0,03**	0,02	-0,51**
Schwein	-0,11**	-0,82**	-0,07**	-0,12**	0,01**	0,04**
Geflügel	-0,08*	-0,08**	-0,68**	-0,09**	0,00	-0,09**
Hack	0,01	-0,08**	-0,06**	-0,83**	0,02**	-0,04**
Fleisch-/Wurstwaren	-0,11**	-0,18**	-0,07**	0,07**	-0,91**	0,06**
sonstiges Fleisch	-0,41**	0,00	-0,09**	-0,07**	-0,02**	-0,20**
<i>kompensierte Preiselastizitäten</i>						
Rind	-0,45**	0,00**	0,01	0,10**	0,07*	-0,47**
Schwein	0,06**	-0,65**	0,07**	0,01**	0,13	0,14
Geflügel	0,05**	0,05	-0,58**	0,01**	0,09	-0,01
Hack	0,08**	-0,01**	0,00	-0,77**	0,07**	0,00**
Fleisch-/Wurstwaren	0,64**	0,59**	0,56**	0,69**	-0,36**	0,51**
sonstiges Fleisch	-0,38**	0,03**	-0,07**	-0,05**	0,00*	-0,18**
<i>Ausgabenelastizitäten</i>						
	1,23**	1,26**	1,03**	1,02**	0,89**	0,73**

** Irrtumswahrscheinlichkeit höchstens 1 %; * Irrtumswahrscheinlichkeit höchstens 5 %
Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003

Tabelle A5. Schätzergebnisse des LA/AIDS für Lebensmittelgruppen

	Fleisch-/produkte	Milch-/produkte	Obst	Gemüse	Kart./Nud./Reis	Brot/Müsli
	Koeff. (t-Wert)	Koeff. (t-Wert)	Koeff. (t-Wert)	Koeff. (t-Wert)	Koeff. (t-Wert)	Koeff. (t-Wert)
Constant	0,073** (6,494)	0,324** (46,196)	0,147** (19,526)	0,147** (26,501)	0,070** (15,760)	0,239** (20,549)
SLog(Preis Fleisch/ Fleischprodukte)	0,015** (3,251)	0,023** (10,022)	0,000 (0,151)	-0,018** (-9,817)	-0,007** (-5,517)	-0,013** (-6,277)
SLog(Preis Milch/ Milchprodukte)	0,023** (10,022)	-0,007** (-3,253)	-0,005** (-2,887)	0,001 (0,622)	0,000 (-0,179)	-0,012** (-9,580)
SLog(Preis Obst)	0,000 (0,151)	-0,005** (-2,887)	0,031** (12,446)	-0,014** (-9,539)	0,002 (1,871)	-0,015** (-9,338)
SLog(Preis Gemüse)	-0,018** (-9,817)	0,001 (0,622)	-0,014** (-9,539)	0,044** (27,190)	-0,002** (-2,893)	-0,011** (-7,980)
SLog(Preis Kart./Nud./Reis)	-0,007** (-5,517)	0,000 (-0,179)	0,002 (1,871)	-0,002** (-2,893)	0,009** (11,060)	-0,001 (-1,485)
SLog(Preis Brot/Müsli)	-0,013** (-6,377)	-0,012** (-10,15)	-0,015** (-10,24)	-0,011** (-8,785)	-0,001 (-1,541)	0,052** (26,794)
SLog(Y/PL)	0,064** (26,187)	-0,027** (-15,64)	-0,001 (-0,546)	-0,003** (-2,630)	-0,002** (-1,958)	-0,032** (-11,41)
kphi	0,159** (7,799)	-0,199** (-4,681)	0,067** (3,834)	-0,087** (-7,404)	-0,021** (-2,600)	0,080 (1,764)
R ²	0,07	0,02	0,01	0,06	0,01	

** und * Irrtumswahrscheinlichkeit höchstens 1 bzw. 5 %; $S = \Phi(z_i' \rho_i)$; $kphi = \phi(z_i' \rho_i)$; Die Parameter der vernachlässigten Gleichung (Brot/Müsli) errechnen sich aus den Parametern der anderen Produktgruppen und der Adding-Up-Restriktion. Zugehörige Standardabweichungen und t-Werte werden mittels eines Bootstrapping-Verfahrens berechnet.

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003

Tabelle A6. Schätzergebnisse des LA/AIDS für Fleisch-/produkte

	Rind	Schwein	Geflügel	Hack	Fleisch-/Wurstw.	sonst. Fleisch
	Koeff. (t-Wert)	Koeff. (t-Wert)	Koeff. t-Wert	Koeff. t-Wert	Koeff. t-Wert	Koeff. t-Wert
Constant	0,091** (-14,688)	0,017 (1,812)	0,128** (8,730)	0,047** (5,833)	0,726** (150,56)	0,923 (-0,421)
SLog(Preis Rind)	0,093** (9,776)	-0,015** (-2,645)	-0,010* (-1,995)	0,004 (0,882)	0,005 (1,011)	-0,077** (-10,021)
SLog(Preis Schwein)	-0,015** (-2,645)	0,044** (6,892)	-0,011** (-2,805)	-0,013** (-3,481)	-0,005 (-1,293)	0,001 (0,182)
SLog(Preis Geflügel)	-0,010* (-1,995)	-0,011** (-2,805)	0,058** (10,663)	-0,010** (-3,229)	-0,009** (-2,492)	-0,017** (-4,306)
SLog(Preis Hack)	0,004 (0,882)	-0,013** (-3,481)	-0,010** (-3,229)	0,019** (3,957)	0,009** (2,630)	-0,008** (-2,589)
SLog(Preis Fleisch-/ Wurstwaren)	0,005 (1,011)	-0,005 (-1,293)	-0,009** (-2,492)	0,009** (2,630)	0,015** (3,347)	-0,014** (-2,688)
SLog(Preis sonst. Fleisch)	-0,077** (-13,151)	0,001 (0,192)	-0,017** (-4,391)	-0,008* (-2,314)	-0,014** (-3,556)	0,116** (15,701)
SLog(Y/PL)	0,043** (14,381)	0,053** (24,481)	0,005** (2,487)	0,002 (1,428)	-0,066** (-33,398)	-0,039** (-13,807)
kphi	-0,171** (-8,421)	0,168** (7,713)	-0,069 (-1,859)	0,039 (1,846)	-0,148** (-3,713)	0,181* (2,306)
R ²	0,05	0,06	0,01	0,002	0,11	

** und * Irrtumswahrscheinlichkeit höchstens 1 bzw. 5 %; $S = \Phi(z_i' \rho_i)$; $kphi = \phi(z_i' \rho_i)$; Die Parameter der vernachlässigten Gleichung (andere Lebensmittel) errechnen sich aus den Parametern der anderen Produktgruppen und der Adding-Up-Restriktion. Zugehörige Standardabweichungen und t-Werte werden mittels eines Bootstrapping-Verfahrens berechnet.

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003