



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

*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.*

Ausgaben- und Preiselastizitäten der Nahrungsmittelnachfrage auf Basis von Querschnittsdaten: Eine Systemschätzung für die Bundesrepublik Deutschland

SILKE THIELE

Estimating expenditure and price elasticities of food commodities using German cross-sectional household data

This study presents a procedure to estimate expenditure and price elasticities of food commodities from cross-sectional data. There are two problems with the use of cross-sectional data: First, price information is not sufficient in these data. To derive "adjusted prices" from cross-sectional data an approach of COX and WOHLGENANT is applied. Second, zero expenditures for some commodity groups can be observed. To avoid selectivity bias a generalization of the HECKMAN procedure is employed. Both, the adjusted prices and the bias correction are included in a Linear Expenditure System. It can be concluded that expenditure and price elasticities could differ significantly between household characteristics. The research results suggest that attempts to use only the mean elasticity coefficient as a description of consumer behaviour without regarding the variances between households might be not appropriate.

Key words: food demand analysis; expenditure and price elasticities; cross-sectional data; adjusted prices; generalized Heckman procedure; linear expenditure system

Zusammenfassung

Im vorliegenden Beitrag wird ein Ansatz vorgestellt, der Elastizitäten der Nahrungsmittelnachfrage aus einer Systemschätzung auf Basis von Querschnittsdaten ableitet. Der Ansatz versucht, zwei wesentlichen Problemen, die mit der Verwendung von Querschnittserhebungen einhergehen, Rechnung zu tragen: (1) dem Problem der unzureichenden Preisinformationen in den Daten wird mittels eines Verfahrens von COX und WOHLGENANT begegnet; (2) dem Problem der Nullbeobachtungen der abhängigen Variablen wird mittels eines zweistufigen Schätzverfahrens nach HECKMAN Rechnung getragen. Als Nachfragesystem wird vorerst vereinfachend ein Lineares Ausgabensystem (LES) gewählt.

Interessant ist, dass die hier präsentierten ersten Ergebnisse eine große Ähnlichkeit zu denen bisheriger Zeitreihenanalysen aufweisen, wenn der in den vorangegangenen Untersuchungen ausschließlich repräsentierte Paarhaushalt mit 2 Kindern betrachtet wird. Dies könnte als erster Hinweis dafür gelten, dass Querschnittsdaten neben der Ermittlung von Ausgabenelastizitäten auch zur Ableitung von Preiselastizitäten verwendbar sind. Als besonderer Vorteil des vorgestellten Ansatzes erweist sich, dass neben der

Mittelwertdarstellung über alle Haushalte differenzierte Betrachtungen einzelner Haushaltsgruppen möglich werden. So zeigen sich teilweise sehr deutliche Unterschiede in den Preis- und Ausgabenelastizitäten bei jungen und alten, einkommensarmen und -reichen, Ein- und Vier-Personen-Haushalten. Dies sind wichtige Grundlageninformationen für viele Forschungsarbeiten im Bereich der Marktanalyse und -prognose. Ein weiterer Vorteil des Ansatzes ist es, dass damit im Vergleich zu den Elastizitätswerten auf Basis von Zeitreihendaten repräsentativere Querschnittsdaten für die Bundesrepublik zur Ermittlung von Elastizitäten erschlossen werden können.

Schlüsselwörter: Nahrungsmittelnachfrage; Ausgaben- und Preiselastizitäten; Querschnittsdaten; Adjusted Prices; zweistufige Heckman-Schätzung; Linear Expenditure System

1 Einleitung

Elastizitäten gelten als entscheidende Indikatoren der Marktanalyse. Entsprechend sollten sie möglichst aktuell und umfassend bereitgestellt werden. In der Literatur sind eine Reihe verschiedener Nachfrageelastizitäten für unterschiedliche Nahrungsmittelprodukte zu finden. Allerdings ist ihre Verwendung aufgrund einiger Kritikpunkte eingeschränkt. Kritisiert wird, die Elastizitäten seien zum Teil veraltet, teilweise basieren sie auf einer nicht adäquaten Schätzmethode und zum Teil stellen sie lediglich das Nachfrageverhalten eines Durchschnittshaushalts dar bzw. von Haushalten, die lediglich ca. 5 % der bundesdeutschen Haushalte repräsentieren.

Ziel dieses Beitrags ist es, einen neuen Ansatz zur Ermittlung von Elastizitäten vorzustellen, der den Kritikpunkten bisheriger Berechnungen zu begegnen versucht. Dieser Ansatz bietet die Möglichkeit, unter Verwendung eines geeigneten Schätzverfahrens Elastizitäten in sehr differenzierter Form für verschiedene Nahrungsmittel sowie verschiedene für die Bundesrepublik repräsentative Haushaltsgruppen zu ermitteln. Dazu wird wie folgt vorgegangen. Zunächst wird ein kurzer Überblick über bisherige

Untersuchungen gegeben, die sich mit der Berechnung von Elastizitäten für Nahrungsmittel in Deutschland beschäftigt haben. Es sollen deren Vorteile, aber auch Grenzen aufgezeigt werden. Abgeleitet aus diesen Grenzen wird ein alternativer Ansatz zur Ermittlung von Elastizitäten vorgestellt. Die Neuerung besteht darin, dass dabei Querschnittsdaten zur Schätzung eines Nachfragesystems herangezogen werden. Der Vorteil dieser Daten besteht darin, dass die Konsumgewohnheiten bundesdeutscher Haushalte deutlich repräsentativer abgebildet werden können als es auf Basis derzeitig verfügbarer Zeitreihendaten möglich ist. Darüber hinaus können Unterschiede zwischen verschiedenen sozio-ökonomischen Haushaltsgruppen identifiziert werden. Allerdings wirft die Verwendung von Querschnittsdaten auch Probleme auf: zum einen sind Preisinformationen nicht in der Form verfügbar, wie sie benötigt werden, zum anderen treten Nullbeobachtungen der abhängigen Variable vermehrt auf. Diesen Problemen wird erstens mit einem Ansatz zur Preisbereinigung von COX und WOHLGENANT und zweitens mit einem zweistufigen Schätzverfahren nach HECKMAN Rechnung getragen. Nachdem erste empirische Ergebnisse präsentiert werden, wird ein Vergleich der neu berechneten Elastizitäten zu bisherigen angestellt. Daraus werden einige Schlussfolgerungen im Hinblick auf weitere Forschungsanstrengungen gezogen.

2 Bisherige Untersuchungen zur Nachfrage nach Lebensmitteln in Deutschland sowie deren Grenzen

Eine der ersten ökonometrischen Untersuchungen zur Nahrungsmittelnachfrage in der Bundesrepublik ist die Arbeit von GOLLNICK (1954). Sie basiert auf Querschnittserhebungen aus den Jahren 1950/51. Eine umfangreiche neuere Untersuchung dieser Art ist die Studie von FILIP und WÖHLKEN (1984). Ihre Berechnungen basieren ebenfalls auf einer Querschnittserhebung, der sogenannten Einkommens- und Verbrauchsstichprobe, aus dem Jahr 1978. Beide Untersuchungen leiteten Elastizitäten aus der Schätzung von Einzelgleichungen ab. In dieser Art gibt es noch eine Reihe weiterer Arbeiten, welche lediglich einzelne Produkte wie z.B. Rindfleisch und Molkereiprodukte untersuchten (vgl. u.a. RYLL, 1976; MEYER, 1978; MEYER, 1980).

Der Vorteil der aus diesen Arbeiten abgeleiteten Elastizitäten besteht darin, dass sie sowohl im Hinblick auf einzelne Nahrungsmittel als auch im Hinblick auf einzelne Haushaltsgruppen sehr differenziert sind. Der Nachteil besteht allerdings nicht nur darin, dass sie auf relativ altem Datenmaterial basieren, sondern auch darin, dass sie auf Basis der Schätzung von Einzelgleichungen berechnet wurden. Werden Nachfragebeziehungen mit Hilfe von Einzelgleichungen untersucht, so wird dabei implizit die Annahme getroffen, dass zwischen den nachgefragten Mengen einzelner Güter(-gruppen) keine bzw. über den Einbezug z.B. von Kreuzpreisen nur geringe Beziehungen bestehen. In der Realität existieren jedoch weitreichendere Verbindungen zwischen der Nachfrage nach Gütern. Hier stimmt der rationale Konsument alle Güterbündel so aufeinander ab, dass er unter der Nebenbedingung seiner Budgetrestriktion einen größtmöglichen Nutzen erzielt. Genau diese Annahmen liegen einer Systemschätzung zugrunde. Bei den aus den Systemschätzungen abgeleiteten Nachfrageglei-

chungen wird von einer vorgegebenen Nutzenfunktion ausgegangen, welche unter der Bedingung einer Budgetrestriktion maximiert wird. Je nach Gestalt der Nutzenfunktion ergeben sich spezifische Nachfragefunktionen, die mittels der Daten geschätzt werden können.

Neuere Arbeiten leiten Elastizitäten in der Regel aus der Schätzung von Nachfragesystemen ab (vgl. z.B. WILDNER, von CRAMON-TAUBADEL, 2000; GRINGS, 1993; MICHALEK, KEYZER, 1992; HENNING, MICHALEK, 1992; HAEN DE, MURTY, TANGERMANN 1982). Obwohl sie damit den Vorteil aufweisen, dass sie mit der ökonomischen Theorie der Haushaltsnachfrage vereinbar sind, haben sie gegenüber den älteren Arbeiten von z.B. FILIP und WÖHLKEN dennoch einen Nachteil: Sie nehmen keine Differenzierung nach verschiedenen für die Bundesrepublik repräsentativen Haushaltsgruppen vor. Alle neueren Arbeiten basieren auf den Zeitreihendaten der Laufenden Wirtschaftsrechnungen. Diese werden in der Bundesrepublik seit 1964 erhoben und unterscheiden drei relativ eng definierte Haushaltstypen. Einer davon ist der häufig in der Presse zitierte Typ II, der Arbeiter- und Angestelltenhaushalt mit mittlerem Einkommen und zwei Kindern.

Ein entscheidender Nachteil der Verwendung der Haushaltstypen der Laufenden Wirtschaftsrechnungen besteht darin, dass, alle drei hier erfassten Typen zusammengenommen, lediglich 5 % der deutschen Bevölkerung repräsentieren (QUIEL, 1998, S. 129; EULER, 1972, S. 322). Während die erfassten Haushaltstypen zum Zeitpunkt des Beginns der Laufenden Wirtschaftsrechnungen im Jahr 1964 noch eine hohe Bedeutung hatten, nimmt ihr Stellenwert im Zeitablauf stetig ab und andere Haushaltsformen, wie der Einpersonenhaushalt, gewinnen an Bedeutung. Mit der Konstruktion der Haushaltstypen verbunden besteht der zweite Nachteil darin, dass aktuelle Forschungsfragen insbesondere im Hinblick auf demografische Änderungen, z.B. Anstieg von Alten- und Single-Haushalten, in Nachfrageprognosen unberücksichtigt bleiben müssen.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass es wünschenswert wäre, eine Systemschätzung durchzuführen und dabei ein Datenmaterial zu verwenden, welches das Ausgabeverhalten für die Bundesrepublik repräsentativ abbildet. Vorteilhaft wäre es weiterhin, eine Differenzierung nach verschiedenen Haushaltsgruppen vorzunehmen, denn es ist anzunehmen, dass die Präferenzen für Nahrungsmittel bei verschiedenen Gruppen (arme/ reiche, alte/ junge) deutlich voneinander abweichen.

3 Alternatives Verfahren zur Ableitung von Elastizitäten

Da das Problem der mangelnden Repräsentativität derjenigen Zeitreihendaten, die nach Haushaltsgruppen differenzieren auch im internationalen Bereich besteht, wird hier in jüngeren Forschungsarbeiten bei der Schätzung von Nachfragesystemen vermehrt auf Querschnittsdaten zurückgegriffen (vgl. z.B. DONG, SHONKWILER, CAPPS, 1998; PARK et al., 1996; HEIEN, WESSELLS, 1990). Diese sind i.d.R. repräsentativ und erfassen Haushalte differenziert nach verschiedenen sozio-ökonomischen Merkmalen¹⁾. Der wesentlichste Nachteil der Verwendung von Querschnittsdaten für die Analyse der Nahrungsmittelnachfrage besteht darin,

1) Für Deutschland erfüllt die im Abstand von fünf Jahren durchgeführte Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) des Statistischen Bundesamtes diese Anforderungen.

dass Preise nicht erfasst sind. Diese aber sind für die Schätzung eines Systems wie z.B. dem Almost Ideal Demand System (AIDS) eine zwingende Voraussetzung. Im folgenden wird ein von COX und WOHLGENANT entwickelter und im internationalen Bereich verwendeter Ansatz vorgestellt, Preise aus Querschnittsdaten abzuleiten. Diese werden dann in ein Nachfragesystem zur Ableitung von Elastizitäten integriert. Ein weiteres Problem, welches bei der Verwendung von Querschnittsdaten häufig auftritt, ist, dass Haushalte einige Gütergruppen wie z.B. Fleisch oder Fisch nicht konsumieren und somit Nullbeobachtungen der abhängigen Variablen auftreten. Je kürzer die Periode ist, in denen Haushalte ihre Ausgaben aufzeichnen, desto wahrscheinlicher ist das Auftreten dieses Nullkonsums. Diesem Problem wird hier mit einem zweistufigen Schätzverfahren nach HECKMAN begegnet.

3.1 Ansatz zur Ableitung von Preisen aus Querschnittsdaten (COX, WOHLGENANT, 1986)

In Querschnittsdaten werden i.d.R. Ausgaben und Mengen für die einzelnen Nahrungsmittel erfasst. Preisinformationen liegen jedoch nicht vor. Werden die Ausgaben durch die Mengen dividiert, erhält man zwar einen Preis bzw. „Unit Value“, die Preisdifferenzen spiegeln jedoch eine Reihe verschiedener Faktoren wider und sind damit nicht eindeutig identifizierbar:

$$(1) \quad p_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} b_{ij} + \sum_k \mu_{ik} c_{ik} \sum_l \beta_{il} d_{il} + u_i$$

Vor allem können Preisunterschiede auf verschiedene Qualitäten zurückzuführen sein. Ein Gut wie beispielsweise Rindfleisch kann von sehr hoher, aber auch minderer Qualität sein. Zwar werden für diese beiden Qualitäten unterschiedliche Preise gezahlt, diese beziehen sich aber nicht auf ein homogenes Gut, sondern streng genommen auf zwei verschiedene Güter. Weiterhin können Qualitätsunterschiede durch unterschiedliche Verpackungen oder zusätzliche Dienstleistungen am Produkt entstehen. Wird ein Gut nach Hause geliefert, zahlt man einen höheren Preis, als würde dieses Gut im Geschäft gekauft werden. Eine nächste Ursache für Preisdifferenzen kann räumlich bedingt sein. Nahrungsmittel werden vorwiegend in ländlichen Gebieten produziert. Es ist davon auszugehen, dass aufgrund von Transportkosten in Städten bzw. städtisch geprägten Regionen (z.B. Nordrhein Westfalen) für das gleiche Produkt vergleichsweise höhere Preise gezahlt werden. Eine dritte Ursache für Preisdifferenzen ist in saisonalen Bedingungen zu suchen. Werden Äpfel im Herbst gekauft, sind sie günstiger als in den Sommermonaten, da zusätzlich Lagerkosten entstehen. Oder aber Transportkosten entstehen, wenn Äpfel aus südlichen Ländern importiert werden. Ein vierter Grund für Preisdifferenzen kann dadurch bedingt sein, dass aufgrund von Lieferbedingungen bzw. Lieferkontrakten ein qualitativ gleiches Produkt²⁾ innerhalb einer Saison und Region zu verschiedenen Preisen angeboten wird.

Soll die Reaktion von Konsumenten auf Preisänderungen empirisch gemessen werden, ist es von Interesse, ob eine spezifische Reaktion auf eine veränderte Qualität, eine be-

stimmte Region oder Saison, oder aber auf tatsächliche Preiserhöhungen bzw. -senkungen zurückzuführen sind. Für die Berechnung von Preiselastizitäten sind ausschließlich letztere Schwankungen interessant. Gelingt es, die im Datenmaterial beobachteten Preisvariationen um die ersten drei Faktoren zu bereinigen, hätte man einen Preis, der für die Berechnung dieser Elastizitäten verwendbar wäre. Ein derartiges Verfahren wurde auf der Grundlage der Ansätze von HOUTHAKKER (1952) und THEIL (1952) von COX und WOHLGENANT (1986) entwickelt. Sie leiteten aus sogenannten „Unadjusted Prices“, welche aus Ausgabe geteilt durch Menge, berechnet wurden, „Adjusted Prices“ ab. Um diese zu erhalten, wird zunächst eine Kleinst-Quadrate-Schätzung mit dem „Unadjusted Price“ für jedes Gut i (p_i) als abhängige Variable durchgeführt.

Die in die Schätzung eingehenden unabhängigen Variablen sind verschiedene Haushaltscharakteristika (b_{ij}) sowie regionale (c_{ik}) und saisonale Faktoren (d_{il}). α_i stellen die Konstanten und u_i die Störgrößen für die einzelnen Güter i dar. γ_{ij} , μ_{ik} und β_{il} sind die zu schätzenden Parameter für die einzelnen Güter i . Die in diese Schätzung eingehenden Haushaltscharakteristika stellen Proxy-Variablen für unterschiedliche Qualitäten dar. Dabei wird davon ausgegangen, dass zwischen den Haushaltsgruppen systematische Präferenzunterschiede für die verschiedenen unbeobachtbaren Qualitäten bestehen³⁾. So kann beispielsweise davon ausgegangen werden, dass einkommensreichere Haushalte im Mittel höhere Qualitäten nachfragen als einkommensärmere.

Der „Adjusted Price“ (p_i^*), also der um die Einflussfaktoren Haushaltscharakteristika, Region und Saison bereinigte Preis ergibt sich nach COX und WOHLGENANT aus der Konstanten α_i sowie den Restschwankungen u_i . Alle Schwankungen, welche aus Qualitätsunterschieden (ausgedrückt durch Haushaltscharakteristika) sowie regionalen und saisonalen Unterschieden resultieren, werden ausgeklammert.

$$(2) \quad p_i^* = \alpha_i + u_i$$

In dieser Analyse wird der Ansatz von COX und WOHLGENANT verwendet, um Adjusted Prices für die in der EVS 1993 erfassten Nahrungsmittel zu berechnen. Es werden folgende Variablen der Schätzung berücksichtigt.

Unter den *Haushaltscharakteristika* wird erstens das Haushaltseinkommen einbezogen. Dabei wird angenommen, dass einkommensreiche Haushalte höhere Qualitäten nachfragen als einkommensarme. Weiterhin wird die Haushaltsgröße und -zusammensetzung berücksichtigt. Dieser Faktor ist z.B. im Zusammenhang mit dem Einkommen wichtig. Haben zwei Haushalte das gleiche Einkommen, aber eine unterschiedliche Größe und Zusammensetzung, weisen sie eine unterschiedliche soziale Lage auf. Drittens wird das Alter der Bezugsperson einbezogen, denn es ist zu vermuten, dass ältere Haushalte z.B. aufgrund eines gestiegenen Gesundheitsbewusstseins höhere Qualitäten bevorzugen als jüngere⁴⁾. Viertens wird die soziale Stellung der

3) Vgl. Fußnote 2.

4) Daten des Haushaltspanels der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK) in Nürnberg, in dem verschiedene Einstellungsfragen gestellt wurden, dokumentieren, dass mit steigendem Alter bei der Ernährung zunehmend auf die Gesundheit Rücksicht genommen wird. So liegt der Anteil

2) Damit sind sowohl Qualitätsunterschiede, welche sich direkt auf das Produkt beziehen als auch solche, die durch Verpackung, Atmosphäre der Verkaufsstätte etc. zurückzuführen sind, eingeschlossen.

Bezugsperson berücksichtigt mit der Annahme, dass Beamte und Angestellte z.B. höhere Qualitäten nachfragen als Arbeiter. Um dem Einfluss der *Region* Rechnung zu tragen, werden zum einen die Bundesländer zu den Regionen Nord, Süd, Mitte und Ost zusammengefasst⁵), zum anderen wird nach der Gemeindegröße eine Einteilung in Großstadt, Stadtrand bzw. Kleinstadt und Land vorgenommen⁶). Zur Berücksichtigung der *Saison* werden die Monate quartalsweise zusammengefasst. Unter allen einbezogenen Variablen geht lediglich das Einkommen und das Alter der Bezugsperson als metrische Größe in die Regression ein. Die übrigen Faktoren werden in Form von Dummy-Variablen in der Schätzung berücksichtigt⁷).

Tabelle 1 zeigt für drei Produktgruppen die aus Gleichung 1 berechneten Schätzergebnisse⁸). Ausgewählt werden die Gruppen Rindfleisch, Obst und Brot. Erkennbar wird, dass die Faktoren Einkommen, Alter sowie Haushaltstyp bei allen Produktgruppen signifikant die Höhe des Preises beeinflussen. Beim Haushaltstyp sind lediglich einige Werte bei den Alleinerziehenden nicht signifikant. Der Einfluss der sozialen Stellung ist z.B. bei Rindfleisch nur bei Selbständigen und Arbeitern signifikant. Die Selbständigen zahlen hier im Mittel 0,75 DM höhere, die Arbeiter durchschnittlich 1,17 DM geringere Preise als der Referenzhaushalt des Angestellten und Beamten. Der regionale Einfluss ist insbesondere beim Obst gegeben. In allen Regionen (Nord, Süd, Ost) werden offensichtlich geringere Preise gezahlt als in der Mitte Deutschlands. Auch der Einfluss Stadt/ Land ist gegeben. Auf dem Land wird für alle Produkte weniger als in der Stadt gezahlt. Auch der Quartaleinfluss ist insbesondere beim Obst erkennbar. Von April bis Juni werden offensichtlich die höchsten Obstpreise gezahlt.

Die Bestimmtheitsmaße der Schätzungen liegen bei den betrachteten Gütergruppen zwischen 0,09 bei Rindfleisch und 0,21 bei Brot. Die geringen Bestimmtheitsmaße zeigen, dass lediglich ein kleiner Teil der Streuungen der Preise durch die in die Schätzung einbezogenen Variablen zu erklären sind. Der größere Teil der Streuungen sind unerklärte Restschwankungen. Unter der Annahme, dass die

derjenigen, die bei der Ernährung auf die Gesundheit achten bei den unter 30-jährigen in Höhe von 32 %, bei den 30- bis 59-jährigen bei 47 % und in der Altersgruppe „60 und älter“ in Höhe von 68 % (Haushaltspanel der GFK, 1996; eigene Berechnungen).

5) *Nord* = Schleswig-Holstein, Hamburg, Niedersachsen, Bremen; *Mitte* = Nordrhein-Westfalen, Hessen; *Süd* = Rheinland-Pfalz, Baden-Württemberg, Bayern, Saarland; *Ost* = Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt, Thüringen, Berlin.

6) *Großstadt* = Gemeinde mit 100 000 und mehr Einwohnern, Stadtteil besteht überwiegend aus Geschäfts-, Wohnhäusern, Fabriken, Einkaufszentren; *Stadtrand bzw. Kleinstadt* = Gemeinde mit 100 000 und mehr Einwohnern, Stadtteil besteht überwiegend aus Ein- Zwei- und Mehrfamilienhäusern oder Gemeinde mit weniger als 100 000 Einwohnern und Entfernung zur nächsten Großstadt unter 25 km. *Land*: Gemeinde mit weniger als 100 000 Einwohnern und Entfernung zur nächsten Großstadt über 25 km.

7) Bei diesen wird, um vollständige Multikollinearität zu vermeiden, jeweils eine Ausprägung eines Merkmals ausgeschlossen (*Merkmal Haushaltstyp* = Ehepaar ohne Kinder; *Merkmal soziale Stellung* = Angestellte und Beamte; *Merkmal Region* = West; *Merkmal Gemeindegröße* = Stadtrand bzw. Kleinstadt; *Merkmal Saison* = 3. Quartal⁹). Die herausgelassenen Größen fungieren als Referenzgrößen. Ihr Einfluss spiegelt sich in der Konstanten wider.

8) Insgesamt wurden die Berechnungen für 15 verschiedene Gütergruppen durchgeführt. Die Gütergruppen sind in den folgenden Tabelle 2 bis 5 aufgeführt.

einbezogenen Variablen die durch Qualität, Region und Saison bedingten Preisschwankungen vollständig erklären können, sind diese Restschwankungen diejenigen Preisvariationen, welche im Zusammenhang mit der Konstanten die „Adjusted Prices“ ergeben.

Tabelle 1: Der Einfluss verschiedener Faktoren auf den Preis ausgewählter Produktgruppen

Vorgang	Rindfleischpreis	Obstpreis	Brotpreis
Konstante	17,28536**	3,17957**	4,47691**
Einkommen	0,00044**	0,00003**	0,00006**
Alter	-0,04803**	-0,00205**	-0,00496**
Haushaltstyp			
Alleinlebend	2,31527**	0,34518**	0,48715**
Alleinlebend, 1 Kind	0,16677	0,13952**	-0,00731
Alleinlebend, 2 K. und mehr	-0,98891	-0,16724**	-0,17848**
Paar, 1 Kind	-0,61498**	-0,10469**	-0,11209**
Paar, 2 Kinder	-2,11760**	-0,25080**	-0,29172**
Paar, 3 K. und mehr	-2,63008**	-0,39647**	-0,40259**
Sonstiger Haushalt	-2,23695**	-0,17022**	-0,17384**
Soziale Stellung			
Landwirt	-0,79538	-0,18236**	-0,34024**
Selbständiger	0,74720**	0,21445**	0,03409
Arbeiter	-1,16616**	-0,04517	-0,28981**
Arbeitsloser	-0,63366	-0,07370	-0,27477**
Nichterwerbstätiger	-0,44315	-0,05236	-0,11240**
Region			
Nord	-0,00763	-0,12259**	0,04678
Süd	0,30912	-0,21652**	-0,06796**
Ost	-1,75720**	-0,38127**	-1,31900**
Gemeindegröße			
Land	-0,60857**	-0,11574**	-0,15576**
Stadt	0,12623	0,14496**	0,21850**
Saison			
Jan./ Feb./März	-0,39924	-0,56256**	-0,07841**
April/Mai/Juni	0,30973	0,09800**	-0,07022**
Okt./Nov./Dez.	0,11098	-0,37477**	0,02257
n	8,659	15,325	15,600
R ²	0,09	0,12	0,21
<i>Anmerkung:</i> Da einige Produktgruppen von Haushalten nicht konsumiert werden, können keine Preise beobachtet werden. In Anlehnung an COX und WOHLGENANT werden für diese Haushalte Adjusted Prices in Höhe von α_i angenommen (vgl. COX, WOHLGENANT, 1986, S. 913). Zur Diskussion dieses Vorgehens vgl. DONG, SHONK-WILER, CAPPS, 1998.			
* Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens 5 % . - ** Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens 1 %			
<i>Quelle:</i> Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993; eigene Berechnungen.			

3.2 Ansatz zur Behandlung von Nullbeobachtungen (HECKMAN, 1979)

Da Haushalte einige Gütergruppen wie z.B. Fleisch oder Fisch nicht konsumieren, tritt das Problem von Nullbeobachtungen der abhängigen Variablen auf. Je kürzer die Periode ist, in denen Haushalte ihre Ausgaben aufzeichnen⁹), desto wahrscheinlicher ist das Auftreten von Nullbeobachtungen. Wird eine Schätzung mit den Nullbeobachtungen durchgeführt, kann es zu verzerrten Schätzergebnissen kommen.

Von HECKMAN wurde eine Möglichkeit vorgeschlagen, in eine gewöhnliche Kleinst-Quadrate-Schätzung einen Faktor aufzunehmen, der die Verzerrung der Schätzgeraden korrigiert (vgl. HECKMAN, 1979). Inzwischen sind in der Literatur Anwendungen des erweiterten HECKMAN-Ansatz

9) In der verwendeten Einkommens- und Verbrauchsstichprobe beträgt die Anschreibeperiode einen Monat.

zes zu finden, welche als „Generalized HECKMAN-Procedure“ bezeichnet werden (vgl. BYRNE, CAPPS, SAHA, 1996; PARK et al., 1996; RÖDER, 1998). Dabei wird wie folgt vorgegangen:

In einer ersten Stufe wird aus einer Probit-Analyse die Wahrscheinlichkeit dafür abgeleitet, dass ein Haushalt ein Gut konsumiert oder nicht. Die Ergebnisse der Probit-Analyse werden anschließend dazu verwendet, ein sogenanntes „inverses Mill's Ratio (MR)“ zu bilden.

- (3) $\phi(Z_i)/\Phi(Z_i)$ MR für Konsumenten
- $\phi(Z_i)/1-\Phi(Z_i)$ MR für Nicht-Konsumenten

Hier stellt ϕ die Dichtefunktion und Φ die kumulierte Dichtefunktion der Standard-Normalverteilung dar. Die Variable $Z_i = (\beta/\sigma)_i X$ wird aus den Ergebnissen der Probit-Analyse abgeleitet. Dabei stellt $(\beta/\sigma)_i$ den aus der Probit-Analyse geschätzten Koeffizientenvektor für jedes Gut i dar und X den Vektor der Einflussvariablen.

In der zweiten Stufe wird das so gebildete inverse Mill's-Ratio als zusätzliche Variable in die Schätzung eingeführt. Erweist sich der Einfluss des inversen Mill's Ratios als signifikant, kann das ein Hinweis darauf sein, dass die Gerade ohne diese Korrektur verzerrt gewesen wäre.

3.3 Integration der Adjusted Prices und des inversen Mill's Ratios in ein Nachfragesystem

Im Folgenden gilt es, ein Nachfragesystem unter Einbezug der zuvor ermittelten „Adjusted Prices“ sowie des „Inversen Mill's Ratios“ zu schätzen, um daraus Elastizitäten abzuleiten. Exemplarisch soll ein Lineares Ausgabensystem (Linear Expenditure System, LES) berechnet werden¹⁰. Diesem liegt die in der Nachfrage Theorie häufig verwendete Stone-Geary-Nutzenfunktion zugrunde. Wird diese unter der Nebenbedingung einer Budgetrestriktion maximiert, resultieren die Nachfragegleichungen des LES. Wird jede Gleichung des LES um das entsprechende inverse Mill's Ratio ergänzt, ergeben sich die in Formel 4 dargestellten Schätzfunktionen.

$$(4) \quad p_i^* q_i = p_i^* \gamma_i + \beta_i (Y - \sum_j p_j^* \gamma_j) + \alpha_i MR_i + u_i$$

Die Ausgaben für das jeweils betrachtete Gut i ($p_i^* q_i$) ergeben sich aus den Mindestausgaben für dieses Gut ($p_i^* \gamma_i$) plus dem marginalen Budgetanteil für dieses Gut (β_i) multipliziert mit dem Einkommen (Y) abzüglich der Mindestausgaben für alle Güter ($\sum_j p_j^* \gamma_j$). Die Preise der einzelnen Güter p_i^* bzw. p_j^* stellen hier jeweils die „Adjusted Prices“ dar. Der Einfluss des inversen Mill's Ratio ist durch $\alpha_i MR_i$ berücksichtigt. Die zu schätzenden Parameter des Systems sind folglich die Mindestmengen (γ_i), die marginalen Budgetanteile (β_i) sowie die Einflüsse der inversen Mill's Ratios (α_i) für die einzelnen Güter.

4 Daten und erste empirische Ergebnisse

Als Datengrundlage der Schätzung des Nachfragesystems dient die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS)

des Statistischen Bundesamtes aus dem Jahr 1993. Während der Grunddatensatz der EVS aus etwa 50 000 Haushalten besteht, ist der Nahrungsmittelkonsum für etwa 15 000 Haushalte erfasst. Insgesamt gilt die EVS als repräsentativ für etwa 98 % aller deutschen Haushalte. Nicht einbezogen sind z.B. Haushalte mit einem monatlichen Haushaltsnettoeinkommen von über 35 000 DM sowie Anstaltshaushalte. Die Nahrungsmittelausgaben werden einen Monat detailliert in dafür vorgesehene Haushaltsbücher angeschrieben. Um den Nahrungsmittelkonsum eines ganzen Jahres abbilden zu können, werden die Anschreibemonate an die Haushalte nach einem Rotationsverfahren vergeben. Insgesamt konnten nach Ausschluss von Haushalten mit unplausiblen Angaben in den folgenden Berechnungen letztlich 13 393 Haushalte berücksichtigt werden.

In Tabelle 2 sind die geschätzten Parameter des Nachfragesystems (Gleichung 4) ausgewiesen. Ersichtlich wird, dass mit zwei Ausnahmen alle Werte signifikant sind. Nicht signifikant ist lediglich der Mindestkonsum beim Rindfleisch (γ_i) sowie der Einfluss des inversen Mill's Ratio beim Fisch. Dies erstaunt, denn gerade beim Fisch liegt die Zahl der Nullbeobachtungen mit über 50 % sehr hoch. Die Nullbeobachtungen scheinen jedoch nicht systematisch über den Einkommens- oder Preisbereich verteilt zu sein, denn nur dann kommt es zu einer Verzerrung der Geraden.

Tabelle 2: Geschätzte Parameter des Nachfragesystems (LES)

	γ_i	β_i	α_i	R^2
Rindfleisch	0,03	0,07**	7,26**	0,21
Schweinefleisch	0,21**	0,09**	5,49**	0,28
Geflügelfleisch	0,44**	0,04**	7,61**	0,18
Wurst, Wurstwaren	0,69**	0,17**	2,74**	0,52
Fisch	0,15**	0,02**	0,30	0,11
Käse	0,82**	0,07**	4,83**	0,33
Milch, Milchprodukte	0,21*	0,10**	1,37**	0,38
Eier	1,01**	0,01**	5,95**	0,43
Obst	2,06**	0,08**	2,78**	0,30
Kartoffeln/ Nudeln/ Reis	0,63**	0,05**	1,52**	0,19
Gemüse	0,94**	0,03**	4,11**	0,27
Brot	1,94**	0,07**	5,17**	0,45
Fette	0,92**	0,03**	3,98**	0,42
Getränke, ohne Alkohol	4,95**	0,12**	3,47**	0,42
Kaffee, Tee	0,18**	0,06**	3,69**	0,23

* Irrtumswahrscheinlichkeit höchstens 5 %. – ** Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens 1 %.

Quelle: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993; eigene Berechnungen.

Besonders interessant ist es, aus diesen Ergebnissen Elastizitäten abzuleiten. In Tabelle 3 sind Eigenpreis- und Ausgabenelastizitäten dargestellt¹¹). Erwartungsgemäß zeigt sich, dass die Eigenpreiselastizität bei allen Gütergruppen negativ ist. Besonders elastisch reagieren Konsumenten bei einer Preisänderung von Schweinefleisch sowie von Kartoffeln, Nudeln und Reis. Die Preiselastizität liegt hier über Eins. Am wenigsten elastisch reagieren die

11) Einkommenselastizitäten lassen sich anhand des zur Verfügung stehenden Materials nicht direkt berechnen, denn Nichtnahrungsmittel und folglich auch die Gesamtausgaben sind hier nicht erfasst. Auf die Darstellung und Interpretation von Kreuzpreiselastizitäten wird hier aus Platzgründen verzichtet, da dieser Beitrag insbesondere über die grundlegende Vorgehensweise des neuen Verfahrens informieren soll. In einer weiteren, mehr ergebnisorientierten Veröffentlichung wird u.a. auch auf Kreuzpreiselastizitäten eingegangen.

10) Zur Diskussion der Vor- und Nachteile des Linearen Ausgabensystems vgl. z.B. HANSEN, 1993.

Verbraucher auf eine Preisänderung bei Eiern (-0,20) und Geflügelfleisch (-0,53).

Die in der zweiten Zahlenspalte ausgewiesenen Ausgabenelastizitäten geben Auskunft über die prozentuale Veränderung der wertmäßigen Nachfrage nach einer bestimmten Gütergruppe, wenn sich die Gesamtausgaben aller hier betrachteten 15 Gütergruppen um 1 % verändert. Im Vordergrund stehen hier also die Präferenzverschiebungen innerhalb des betrachteten Warenkorbes, wenn sich das Budget z.B. erhöht. Es zeigt sich Folgendes: Würde sich das Budget für den gesamten Warenkorb um 1 % erhöhen, so steigen insbesondere die Ausgaben für Fleisch, denn alle Ausgabenelastizitäten liegen hier über 1. Am höchsten ist die Ausgabenelastizität für Rindfleisch mit 1,46¹²⁾. Weiterhin über 1 liegt die Ausgabenelastizität für Milch und Milchprodukte (1,06). Hier dürften die Milchprodukte, wie Joghurt und Quark einen hohes Gewicht haben. Die niedrigsten Ausgabenelastizitäten weisen die Fette mit 0,62 auf, gefolgt von Fisch mit 0,70, Gemüse sowie Kaffee und Tee (beide 0,71).

Tabelle 3: Aus dem Nachfragesystem abgeleitete Eigenpreis- und Ausgabenelastizitäten über alle Haushalte

	Eigenpreiselastizität ¹	Ausgabenelastizität ²
Rindfleisch	-0,97	1,46
Schweinefleisch	-1,11	1,36
Geflügelfleisch	-0,53	1,22
Wurst, Wurstwaren	-0,86	0,89
Fisch	-0,72	0,70
Käse	-0,72	0,75
Milch, Milchprodukte	-0,99	1,06
Eier	-0,20	0,75
Obst	-0,78	0,99
Kartoffeln/ Nudeln/ Reis	-1,06	0,78
Gemüse	-0,80	0,71
Brot	-0,69	0,89
Fette	-0,73	0,62
Getränke, ohne Alkohol	-0,89	0,87
Kaffee, Tee	-0,90	0,71

¹ Berechnung der Eigenpreiselastizität: $[\gamma(1-\beta)/q] - 1$. ² Berechnung der Ausgabenelastizität $(\beta^* Y)/p^* * q$. – Für die Berechnungen der Elastizitäten wurden die über alle Haushalte im Durchschnitt konsumierten Mengen, Preise und Einkommen bzw. Gesamtausgaben zugrundegelegt.

Quelle: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993; eigene Berechnungen.

Der Schwerpunkt dieser Analyse, so wurde eingangs erwähnt, liegt aber nicht nur auf der Ermittlung von Durchschnittselastizitäten für die Bundesrepublik insgesamt. Da nicht anzunehmen ist, dass alle Haushalte in gleicher Weise auf Preis- oder Einkommensveränderungen reagieren, ist insbesondere die Unterscheidung nach verschiedenen Haushaltsgruppen von Interesse. Bei der Frage, welche Haushaltsgruppen betrachtet werden sollen, erfolgt die Orientierung an zukünftigen sozialen und demografischen Entwicklungen. Gegenwärtig diskutiert wird die zunehmende Ungleichverteilung sozialer Lagen. Es wird prognostiziert, dass sowohl der Anteil armer als auch reicher Haushalte zunimmt, während der mittlere soziale Bereich schrumpft (BECKER, 1999, S. 211). Eine weitere, häufig

12) Dabei ist zu beachten, dass das Datenmaterial im Jahr 1993 erhoben wurde, also das Konsumverhalten vor dem auf Rindfleisch bezogenen BSE-Skandal widerspiegelt. Die neueren Daten der EVS 1998 werden vom Statistischen Bundesamt erst im Jahr 2001 zur Verfügung gestellt.

diskutierte Entwicklung ist die zunehmende Alterung der Bevölkerung. Vorausschätzungen zeigen, dass der Anteil der über 60-jährigen von heute 21 % im Jahr 2030 auf 35 % gestiegen sein wird (Statistisches Landesamt Schleswig-Holstein, 1999, S. 24 f.). Eine dritte Entwicklung ist die Zunahme von Ein-Personen-Haushalten. Ihr Anteil beträgt heute bereits ca. 35 %. Lediglich ca. 30 % der Haushalte lebt in Gemeinschaften mit drei Personen und mehr (Statistisches Landesamt Schleswig-Holstein, 1999, S. 25).

In den ersten zwei Spalten der Tabelle 4 sind die Eigenpreiselastizitäten differenziert nach einkommensarmen und -reichen Haushalten ausgewiesen¹³⁾.

Tabelle 4: Eigenpreiselastizitäten für verschiedene Produkt- und Haushaltsgruppen

Haushalte:	arme	reiche	junge	alte	1-Personen	Paare ,2 Kinder
Rindfleisch	-0,78	-0,95	-1,29	-0,61	-1,15	-1,26
Schweinefleisch	-0,99	-1,01	-0,84	-1,08	-0,90	-1,23
Geflügelfleisch	-0,47	-0,57	-0,95	-0,50	-1,49	-0,26
Wurst, Wurstwaren	-0,90	-0,86	-0,86	-0,88	-0,75	-0,76
Fisch	-1,04	-0,60	-1,18	-0,33	-1,29	-0,80
Käse	-0,70	-0,71	-0,59	-0,81	-0,69	-0,69
Milch, Milchprodukte	-1,05	-0,91	-0,91	-0,99	-0,86	-0,87
Eier	-0,15	-0,18	-0,14	-0,27	-0,30	-0,25
Obst	-0,76	-0,79	-0,80	-0,80	-0,80	-0,84
Kartoffeln/ Nudeln/ Reis	-1,24	-0,97	-0,97	-1,15	-0,91	-1,06
Gemüse	-0,85	-0,80	-0,76	-0,82	-0,83	-0,84
Brot	-0,72	-0,68	-0,66	-0,65	-0,55	-0,58
Fette	-0,74	-0,73	-0,73	-0,71	-0,66	-0,63
Getränke, o. Alkohol	-0,92	-0,92	-0,85	-0,92	-0,90	-0,69
Kaffee, Tee	-0,89	-0,90	-1,00	-0,91	-0,93	-0,87

Anmerkung: a) Da eine lineare Nachfragekurve geschätzt wurde, entsteht bei Zugrundelegung verschiedener Mengen für die Haushaltsgruppen das Problem, dass nicht unterschieden werden kann, inwieweit die unterschiedlichen Elastizitätswerte durch die Mengenkomponekte oder durch unterschiedliche Steigungen der Nachfragekurven bedingt sind. Da die Schätzkoeffizienten zwischen den Haushaltsgruppen jedoch deutlich voneinander abweichen, würden die Elastizitätswerte auch bei Zugrundelegung identischer Mengen (z.B. Durchschnitt über alle Haushalte) signifikant voneinander abweichen. Auf die Darstellung der Schätzkoeffizienten für die einzelnen Haushaltsgruppen wurde hier aus Platzgründen verzichtet, sie können auf Anfrage zur Verfügung gestellt werden. – b) Berechnung der Eigenpreiselastizität: $[\gamma(1-\beta)/q] - 1$. Für die Berechnungen wurden die in den jeweiligen Haushaltsgruppen im Durchschnitt konsumierten Mengen zugrundegelegt.

Quelle: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993; eigene Berechnungen.

Ein Haushalt wird dann zu den einkommensarmen gezählt, wenn sein Äquivalenzeinkommen (Einkommen geteilt durch das Äquivalenzgewicht, welches die Haushaltsgröße und –zusammensetzung berücksichtigt¹⁴⁾), unterhalb

13) Die Schätzungen wurden getrennt für die verschiedenen Haushaltsgruppen vorgenommen. Dies wird folgendermaßen begründet: Das sogenannte Translating, bei dem nur die Mindestausgaben ($p_i^* \gamma_i$) in Abhängigkeit der soziodemografischen Charakteristika gebracht werden, erscheint für diese Analyse nicht geeignet. Im Fall des zusätzlichen Scaling, bei dem auch die marginalen Konsumquoten (β_i) flexibilisiert werden, kommt es zur Nichtlinearität der Nachfragegleichungen des Systems und somit zu sehr komplizierten Schätzverfahren. Um dennoch eine Variabilität der Schätzparameter zu gewährleisten, werden die Schätzungen nach Haushaltsgruppen getrennt. Zu den verschiedenen Möglichkeiten der Behandlung soziodemografischer Charakteristika in Nachfragesystemen vgl. POLLAK, WALES (1992).

14) Es werden Äquivalenzgewichte in Anlehnung an eine OECD-Skala verwendet (vgl. OECD, 1994, S. 8). Die einzelnen Haushaltsmitglieder werden wie folgt berücksichtigt: erste Person im Haushalt=1,0; jede weitere erwachsene Person=0,5; Kind unter 6 Jahre=0,28; Kind 7 bis 12 Jahre=0,38, Kind 13 bis 18 Jahre=0,45.

der ersten Quartilsgrenze liegt. Entsprechend wird ein Haushalt zu den einkommensreichen gezählt, wenn sein Äquivalenzeinkommen im obersten Viertel liegt. Es könnte vermutet werden, dass einkommensarme Haushalte preiselastischer reagieren als einkommensreiche Haushalte, denn sie müssen sehr viel genauer kalkulieren, um mit dem Einkommen auszukommen. Tabelle 4 zeigt, dass diese Annahme beim Fleischkonsum nicht zutrifft. Einkommensarme Haushalte reagieren insbesondere bei Rind- und Geflügelfleisch weniger preiselastisch. Mit Elastizitäten über Eins deutlich elastischer als einkommensreiche Haushalte reagieren sie demgegenüber bei den Gütergruppen Kartoffeln/ Nudeln/ Reis, Milch- und Milchprodukte sowie Fisch.

Weiterhin zeigt Tabelle 4 die Reaktionen auf Preisänderungen differenziert nach jüngeren und älteren Haushalten. Ein Haushalt wird zu den jüngeren gezählt, wenn seine Bezugsperson 30 Jahre und jünger ist. Demgegenüber zählt er zu den älteren, wenn die Bezugsperson ein Alter von 60 Jahren und mehr aufweist. Interessant ist, dass junge Haushalte bei einer Preiserhöhung insbesondere bereit sind, den Rindfleischkonsum einzuschränken, ältere Haushalte demgegenüber würden eher den Schweinefleischkonsum reduzieren. Eine Preiserhöhung bei Fisch würde insbesondere bei jüngeren Haushalten zu einer Einschränkung des Konsums führen, bei älteren Haushalten jedoch kaum.

Die Differenzierung nach der Haushaltsgröße zeigt sowohl für Ein-Personen-Haushalte als auch für Paarhaushalte mit 2 Kindern preiselastische Reaktionen beim Rindfleisch. Während Ein-Personen-Haushalte bei einer Preiserhöhung weiterhin insbesondere bei Geflügelfleisch und Fisch mit einer Konsumeinschränkung reagieren, würden Paare mit 2 Kindern insbesondere noch den Konsum von Schweinefleisch sowie Kartoffeln/ Nudeln/ Reis reduzieren.

Tabelle 5 gibt Auskunft über die Ausgabenelastizitäten für verschiedene Produktkategorien differenziert nach den Haushaltsgruppen.

Die Differenzierung nach einkommensarmen und -reichen Haushalten zeigt Folgendes: während reiche Haushalte nur noch bei Fleisch Elastizitäten über Eins aufweisen, gehören hierzu bei den armen Haushalten außerdem die Gütergruppen Kartoffeln/ Nudeln/ Reis, Milch und Milchprodukte, Brot, Wurst und Wurstwaren sowie Obst. Die Differenzierung nach jüngeren und älteren Haushalten zeigt, dass junge Haushalte bei einer Erhöhung des Nahrungsmittelbudgets insbesondere Rindfleisch, aber auch Schweine- und Geflügelfleisch nachfragen. Hohe Ausgabenelastizitäten liegen weiterhin bei Obst, Milch- und Milchprodukten sowie Wurst- und Wurstwaren vor. Die geringsten Elastizitäten sind bei Fisch festzustellen. Auch bei älteren Haushalten sind die höchsten Ausgabenelastizitäten bei Fleisch festzustellen, jedoch wird hier keine so große Differenzierung nach verschiedenen Fleischarten erkennbar. Hohe Elastizitäten sind bei älteren Menschen weiterhin bei Kartoffeln/Nudeln/Reis festzustellen. Besonders auffällig sind die deutlich abweichenden Elastizitäten zwischen älteren und jungen Menschen bei Fisch. Während junge Menschen eine Ausgabenelastizität von ca. 0,3 aufweisen, beträgt sie bei älteren Menschen nahezu 1. Der hohe Elastizitätswert für Fisch bei älteren Menschen ist vermutlich auf steigende Gesundheitsbewusstsein im Alter zurückzuführen. Dies könnte z.B. auch die geringen Ausgabensteigerungen für Fette im Vergleich zu den jungen Menschen erklären.

Die Differenzierung nach der Haushaltsgröße lässt erkennen, dass die bei fast allen Haushaltsgruppen festzustellenden ausgabenelastischen Reaktionen bei Fleisch insbesondere bei den Paaren mit 2 Kindern ausgeprägt sind. Hier weist wiederum das Rindfleisch die höchste Ausgabenelastizität auf. Neben dem Fleisch sind bei den Paaren mit 2 Kindern insbesondere auch bei Obst sowie Milch- und Milchprodukten hohe Elastizitäten erkennbar. Auch Ein-Personen-Haushalte weisen hohe Elastizitätswerte bei Fleisch auf, sie liegen jedoch deutlich niedriger als bei Paaren mit 2 Kindern. Dabei liegen sie bei Rind- und Schweinefleisch besonders hoch, deutlich niedriger jedoch bei Geflügelfleisch. Auch bei Obst weisen Ein-Personen-Haushalte relativ elastische Werte auf. Die geringsten Ausgabenelastizitäten sind bei Fetten sowie Fisch zu erkennen.

Tabelle 5: Ausgabenelastizitäten für verschiedene Produkt- und Haushaltsgruppen

Haushalte:	arme	reiche	junge	alte	1-Personen	Paare ,2 Kinder
Rindfleisch	1,51	1,20	1,63	1,37	1,11	1,95
Schweinefleisch	1,30	1,30	1,18	1,38	1,12	1,55
Geflügelfleisch	1,39	1,03	1,08	1,32	0,60	1,56
Wurst, Wurstwaren	1,05	0,78	0,96	0,89	0,77	0,81
Fisch	0,71	0,66	0,34	0,99	0,46	0,86
Käse	0,82	0,64	0,59	0,88	0,68	0,79
Milch, Milchprodukte	1,25	0,85	0,98	0,94	0,68	1,06
Eier	0,84	0,64	0,78	0,71	0,71	0,77
Obst	1,01	0,95	1,04	0,97	0,97	1,18
Kartoffeln/ Nudeln/ Reis	1,33	0,66	0,65	1,09	0,80	0,74
Gemüse	0,86	0,60	0,74	0,74	0,76	0,83
Brot	1,07	0,75	0,89	0,80	0,64	0,84
Fette	0,73	0,53	0,75	0,48	0,43	0,61
Getränke, o. Alkohol	0,90	0,86	0,77	0,84	0,72	0,73
Kaffee, Tee	0,74	0,64	0,80	0,67	0,56	0,84

Anmerkung: a) Siehe Tabelle 4. – b) Berechnung der Ausgabenelastizität: $(\beta \cdot Y) / (p \cdot q)$. Für die Berechnungen wurden die in den jeweiligen Haushaltsgruppen im Durchschnitt konsumierten Mengen, Preise und Einkommen bzw. Gesamtausgaben zugrundegelegt.

Quelle: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993; eigene Berechnungen.

5 Vergleich der neu berechneten Elastizitäten mit bisher vorliegenden

Nachdem diese ersten vorläufigen Ergebnisse vorgestellt wurden, soll abschließend ein Vergleich dieser Berechnungen zu denen vorangegangener Studien angestellt werden. Dabei wird nur auf die neuesten Studien für die Bundesrepublik Bezug genommen. Da die Vergleichsstudien die Laufenden Wirtschaftsrechnungen als Datenmaterial verwendet haben und sich diese auf den Haushaltstyp II oder III, also einen Paarhaushalt mit 2 Kindern, beziehen, wurde hier ebenfalls diese Haushaltsgruppe als Vergleich herangezogen.

In Tabelle 6 sind Preis- und Ausgabenelastizitäten für die Produkte Rind-, Schweine- und Geflügelfleisch sowie Wurstwaren gegenübergestellt. Trotz unterschiedlichen Datenmaterials sowie unterschiedlicher Methoden¹⁵⁾ kommt es zu erstaunlich ähnlichen Ergebnissen. Besonders

15) Während GRINGS sowie WILDNER und von CRAMON-TAUBADEL ein AIDS verwendeten, wurde hier ein LES geschätzt.

ähnlich sind die Ergebnisse im Vergleich zu WILDNER und von CRAMON-TAUBADEL, was an der zeitlichen Nähe liegen kann. Bei beiden Berechnungen ergeben sich preiselastische Nachfragen bei Rind- und Schweinefleisch und preiselastische Nachfragen insbesondere bei Geflügelfleisch. Auch die Ausgabenelastizitäten weisen hohe Ähnlichkeiten auf. Sie liegen bei Schweinefleisch mit 1,46 bzw. 1,55 und vor allem bei Rindfleisch mit 1,71 bzw. 1,95 besonders hoch. Größere Unterschiede ergeben sich lediglich hinsichtlich der Ausgabenelastizität bei Geflügelfleisch. Während sie bei WILDNER und von CRAMON-TAUBADEL unter Eins betragen, liegen sie hier mit 1,56 in Höhe der Elastizität beim Schweinefleisch.

Tabelle 6: Ausgewählte Eigenpreis- und Ausgabenelastizitäten für einen Paarhaushalt mit 2 Kindern im Vergleich verschiedener Autoren

	GRINGS (Elastizitäten für 1985)	WILDNER/VON CRA- MON-TAUBADEL (Elastizitäten für 1996)	Eigene Ergebnisse (Elastizitäten für 1993)
Eigenpreiselastizitäten			
Rindfleisch	-1,97	-1,57	-1,26
Schweinefleisch	-1,30	-1,59	-1,23
Geflügelfleisch	-1,06	-0,19	-0,26
Wurstwaren	-0,93	-0,63	-0,76
Ausgabenelastizitäten			
Rindfleisch	0,50	1,76	1,95
Schweinefleisch	1,12	1,44	1,55
Geflügelfleisch	0,75	0,80	1,56
Wurstwaren	1,07	0,73	0,81

Quelle: GRINGS (1993). – WILDNER und VON CRAMON-TAUBADEL (2000). – Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993, eigene Berechnungen.

Diese hohe Vergleichbarkeit der Ergebnisse ist insbesondere deshalb interessant, weil in der hier vorliegenden Querschnittsanalyse Preise nicht direkt verfügbar waren. Sie mussten über den Umweg des Cox-Wohlgenant-Verfahrens zunächst ermittelt werden. Es stellte sich daher die Frage nach der Güte der geschätzten Preise für die Analyse. Diese in Tabelle 6 wiedergegebenen ersten Ergebnisse könnten ein Hinweis darauf sein, dass Preise aus Querschnittsdaten auch für Nachfragesystemanalysen verwendbar sind. Nun könnte auch voreilig der Schluss gezogen werden, dass es aufgrund sehr ähnlicher Ergebnisse nicht notwendig ist, Elastizitäten aus Querschnittsdaten abzuleiten. Dass dem nicht so ist, zeigten die deutlichen Unterschiede bei den verschiedenen Haushaltsgruppen (einkommensreich/-arm, jung/alt, 1-Personen-/4-Personen-Haushalt), welche anhand bisheriger, zur Verfügung stehender Zeitreihendaten nicht untersucht werden können. Dieser hier zum Vergleich dargestellte 4-Personen-Haushalt, welcher über die Zeitreihendaten der Laufenden Wirtschaftsrechnungen für Analysen zur Verfügung steht, repräsentiert in der Bundesrepublik lediglich eine kleine Minderheit von nicht einmal 5 %.

Literaturverzeichnis

- BECKER, I. (1999): Zur Verteilungsentwicklung in den 80er und 90er Jahren. WSI Mitteilungen, H. 3, S. 205-214.
- BYRNE, P.; CAPPS, O.; SAHA, A. (1996): Analysis of Food Away-from-Home Expenditure Patterns for U.S. Households, 1982-1989. American Journal of Agricultural Economics, Vol. 78, S. 614-627.
- COX, T.L.; WOHLGENANT, M. K. (1986): Prices and Quality Effects in Cross-Sectional Demand Analysis. American Journal of Agricultural Economics, Vol. 68, S. 908-919.

- DONG, D.; SHONKWILER, J. S.; CAPPS, O. (1998): Estimation of Demand Functions Using Cross-Sectional Household Data: The Problem Revisited. American Journal of Agricultural Economics, Vol. 80, S. 466-473.
- EULER, M. (1972): Möglichkeiten und Grenzen der laufenden Wirtschaftsrechnungen. Wirtschaft und Statistik, H. 6, S. 321-326.
- FILIP, J.; WÖHLKEN, E. (1984): Nachfrage nach Lebensmitteln in privaten Haushalten. Schriftenreihe des Bundesministers für Ernährung Landwirtschaft und Forsten, H. 304 und 305. Münster-Hiltrup.
- GOLLNICK, H. (1954): Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln und ihre Abhängigkeit von Preis und Einkommensänderungen. Eine ökonomische Untersuchung. Hefte für die landwirtschaftliche Marktforschung 6. Hamburg, Berlin.
- GRINGS, M. (1993): Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Ost- und Westdeutschland. Vergleichende Analyse auf der Grundlage eines ökonomischen Modells. Habilitationsschrift. Universität Göttingen.
- HAEN, H. DE; MURTY, K.N.; TANGERMANN, S. (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.
- HANSEN, G. (1993): Quantitative Wirtschaftsforschung. München.
- HECKMAN, J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error. Econometrica, Vol. 47, S. 153-161.
- HEIEN, D.; WESSELLS C. R. (1990): Demand Systems Estimation With Microdata: A Censored Regression Approach. Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 8, S. 365-371.
- HENNING, C.; MICHALEK, J. (1992): Innovatives Konsumverhalten für Nahrungsmittel? Agrarwirtschaft 41, H. 11, S. 300-342.
- HOUTHAKKER, H. S. (1952): Compensated Changes in Quantities and Qualities Consumed. The Review of Economic Studies, Vol. 19, S. 155-164.
- MEYER, H. (1978): Analyse der Nachfrage nach Nahrungs- und Genussmitteln in der Bundesrepublik Deutschland auf der Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichproben von 1962/63 und 1969. Agrarwirtschaft, Sonderheft 76. Hannover.
- MEYER, H. (1980): Nachfrage nach Molkeerprodukten in der Bundesrepublik Deutschland. Agrarwirtschaft 29, H. 4, 105-116.
- MICHALEK, J.; KEYZER, M. (1992): Estimation of a Two-Stage LES-AIDS Consumer Demand System for Eight EC Countries. European Review of Agricultural Economics, Vol. 19, S. 137-163.
- OECD (Hg.) (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.; HOLCOMB, R. B.; RAPER, K. C.; CAPPS, O., JR. (1996): A Demand System Analysis of Food Commodities by U.S. Households Segmented by Income. American Journal of Agricultural Economics, Vol. 78, S. 290-300.
- POLLAK, R. A.; WALES, T.J. (1992): Demand System Specification and Estimation. New York, Oxford.
- QUIEL, T. (1999): Neukonzeption der Wirtschaftsrechnungen privater Haushalte. Statistisches Landesamt Schleswig-Holstein, Statistische Monatshefte H. 6, S. 127-138.
- RÖDER, C. (1998): Determinanten der Nachfrage nach Nahrungsmitteln und Ernährungsqualität in Deutschland. Eine ökonomische Analyse auf der Grundlage der Nationalen Verzehrsstudie. Agrarwirtschaft, Sonderheft 161. Bergen/Dumme.
- RYLL, E. (1976): Die Entwicklung des Nahrungsmittelverbrauchs in der BR Deutschland. Betriebswirtschaftliche Mitteilungen der Landwirtschaftskammer Schleswig-Holstein, Nr. 258. Kiel.
- Statistisches Landesamt Schleswig-Holstein (1999): Statistisches Jahrbuch 1999 (und vorangegangene Veröffentlichungen).
- THEIL, H. (1952): Qualities, Prices and Budget Enquiries. The Review of Economic Studies, Vol. 19, S. 129-147.
- WILDNER, S.; CRAMON-TAUBADEL, S. VON: (2000): Die Bedeutung von Veränderungen der Nachfrage für die Wettbewerbsfähigkeit des Agrarsektors: Erste Ergebnisse einer neuen Nachfrageschätzung. Schriften der GEWISOLA Bd. 36. Wettbewerbsfähigkeit und Unternehmertum in der Land- und Ernährungswirtschaft, Münster-Hiltrup, S. 63-74.
- Verfasserin: Dr. SILKE THIELE, Institut für Ernährungswirtschaft und Verbrauchslehre, Christian-Albrechts-Universität Kiel, Olshausenstraße 40, D-24118 Kiel, Telefon: 0431-880-1467, Tele-Fax: 0431-880-7308, E-Mail: sthiele@food-econ.uni-kiel.de