

# Quantifizierung der Preis- und Ausgabenelastizitäten für Nahrungsmittel in Deutschland: Schätzung eines LA/AIDS

SUSANNE WILDNER

Calculation of price and expenditure elasticities for food in Germany: Estimation of a LA/AIDS

Complete and consistent, i.e. theoretically appropriate demand systems have seldom been developed for Germany. Econometric food demand analyses have concentrated on single products and product groups. Generally, demand functions have been estimated using single equation methods.

The purpose of this paper is to analyse the food demand in former West Germany on the basis of the Almost Ideal Demand System (AIDS) developed by DEATON and MUELLBAUER (1980). A two-stage demand system is based on data for the household type III gathered on a monthly basis during the period from 1966 to 1997. At a first stage, five aggregates of food (meats and fish; dairy and eggs; edible fats; cereals, fruits and vegetables; and other foods) and one non-food group are specified. The second stage includes four groups of meat (beef, pork, poultry, and other processed meats) and fish. The results of the demand system allow statements about the changes in food demand over time periods.

Keywords: demand analysis; LA/AIDS; elasticities

## Zusammenfassung

Vollständige und konsistente, d.h. aus der neoklassischen Konsumtheorie hergeleitete Systeme von Nachfragefunktionen für die Bundesrepublik Deutschland haben bisher nur eine geringe Rolle gespielt. Bei ökonometrischen Analysen der Nahrungsmittelnachfrage stand bislang die Betrachtung einzelner Produkte oder Produktgruppen im Vordergrund, Nachfragefunktionen wurden daher in erster Linie in Form von Einzelgleichungen geschätzt.

Die vorliegende Arbeit analysiert mit Hilfe der linearen Approximation des von DEATON und MUELLBAUER (1980) konzipierten Almost Ideal Demand Systems (AIDS) die Nahrungsmittelnachfrage in den alten Bundesländern im Zeitraum von 1966 bis 1997. Datengrundlage für das zweistufige Nachfragesystem sind die monatlichen Erhebungen der laufenden Wirtschaftsrechnungen des Statistischen Bundesamtes für Haushaltstyp III. In der ersten Stufe wird die Nachfrage nach den Produktgruppen Fleisch und Fisch; Milch, Käse und Eier; Fette und Öle; Obst, Gemüse, Zerealien und Kartoffeln; Genussmittel und Zuckererzeugnisse sowie nach Nichtnahrungsmitteln untersucht. In der zweiten Stufe der Nachfrageanalyse wird die Gruppe Fleisch und Fisch in die Untergruppen Rind- und Kalbfleisch, Schweinefleisch, Geflügelfleisch, Fisch und Fischfilets sowie Wurst und Wurstwaren disaggregiert. Die Ergebnisse des Nachfragesystems ermöglichen Aussagen über Nachfrageveränderungen im Zeitablauf.

Schlüsselwörter: Nachfrageanalyse; LA/AIDS; Elastizitäten

## 1 Einleitung

Nachfragemodelle erklären das beobachtete Nachfrageverhalten und ermöglichen es, unetworfene Entwicklungen aufzuzeigen. Hypothesen über die Bestimmungsgründe der Nachfrage und das Verbraucherverhalten können an der Wirklichkeit überprüft und quantifiziert werden. Bei großen Schätzzeiträumen ergibt sich das Problem der zeitlichen Präferenzenänderungen. Präferenzen können sich beispielsweise aufgrund von Lernprozessen einzelner Indivi-

duen, aber auch infolge von Konsuminnovationen hinsichtlich einzelner Konsumgüter in der Zeit verschieben. In der traditionellen statischen Nutzentheorie wird von der Konstanz der Präferenzen, d.h. von einer statischen Nutzenfunktion ausgegangen (HENNING, MICHALEK, 1992, S. 333 f.). Bei der Spezifikation eines Nachfragemodells für Nahrungsmittel stellt sich die Frage, inwiefern Änderungen von Präferenzstrukturen der Konsumenten von Bedeutung sind.

Mit Hilfe der Daten des Haushaltstyps III, der sich aus Vier-Personen-Haushalten von Beamten und Angestellten mit höherem Einkommen und zwei Kindern zusammensetzt, wird ein vollständiges System der Nahrungsmittelnachfrage für die Bundesrepublik Deutschland geschätzt, das grundlegende Annahmen der neoklassischen Konsumtheorie erfüllt. Auf Basis der linearen Approximation des Almost Ideal Demand System (LA/AIDS) kann die Wirkung von Einkommen und Preisen auf die Nachfrage aufgezeigt werden. Zunächst werden die Datenbasis, die aus den Daten des Haushaltstyps III der laufenden Wirtschaftsrechnungen besteht, und der grundlegende Aufbau des Modells, der auf der Annahme eines zweistufigen Entscheidungsprozesses basiert, aufgezeigt. Das von DEATON und MUELLBAUER (1980) konzipierte und in dieser Arbeit angewandte Nachfragesystem wird detaillierter vorgestellt. Nach einer Beurteilung der Modellspezifikation erfolgt die Darstellung der Ergebnisse anhand des Elastizitätenkonzepts. Die Ergebnisse der empirischen Analyse verdeutlichen Reaktionen der Nahrungsmittelnachfrage auf Einkommens- und Preisänderungen.

## 2 Vorstellung der Datenbasis und des Modellaufbaus

Als Datengrundlage für eine ökonometrische Schätzung eines Modells der Nahrungsmittelnachfrage für die Bundesrepublik dienen monatliche Daten aus den laufenden Wirtschaftsrechnungen ausgewählter privater Haushalte, die vom Statistischen Bundesamt regelmäßig veröffentlicht werden. Diese Datenquelle enthält Angaben über Nahrungsmittelausgaben und über nachgefragte Mengen, so dass für die einzelnen Güter Durchschnittspreise errechnet werden können. Somit stehen auch die für eine ökonometrische Analyse benötigten Preisinformationen zur Verfügung. Die Auswahl der Haushalte, die zum Haushaltstyp III zusammengefasst werden, erfolgt anhand von Kriterien in Bezug auf Haushaltsgröße, Haupteinkommensquelle u.a., die vom Statistischen Bundesamt festgelegt werden (vgl. Tab. 1). Alle Haushalte stammen aus dem früheren Bundesgebiet.

Aus praktischen Erwägungen wurde bei der Modellerstellung die Annahme getroffen, dass die betrachteten Haushalte ihre Ausgaben für die berücksichtigten Aggregate und Subaggregate in einem zweistufigen Entschei-

dungsprozess festlegen<sup>1)</sup>. Die Zahl der gebildeten Aggregate wurde von Überlegungen zur Schätzbarkeit des Modells mitbestimmt. Eine geringe Anzahl von Gütergruppen erleichtert zwar die Schätzbarkeit, jedoch erschwert ein hoher Aggregationsgrad eine Interpretation der Ergebnisse. Auf einer ersten Stufe wurden die Ausgaben für Verbrauchsgüter (Nahrungsmittel und Nichtnahrungsmittel) auf relativ große Aggregate aufgeteilt, während erst auf der zweiten Entscheidungsstufe die Allokation der Ausgaben auf die Subaggregate erfolgte. Hierbei wurde unterstellt, dass die Allokationsentscheidung auf jeder der beiden Stufen nur von der Höhe der jeweils aufzuteilenden Ausgaben und von den Preisindizes der in ihrem Umfang festgelegten Aggregate bzw. Subaggregate abhängt (BLACKORBY et al., 1970, S. 469 f.).

Tabelle 1: **Auswahlkriterien für die an den laufenden Wirtschaftsrechnungen teilnehmenden Haushalte**

Auswahlmerkmale	Früheres Bundesgebiet, Haushaltstyp III
<b>Haushaltsgröße</b>	vier Personen
<b>Personelle Zusammensetzung</b>	Ehepaar mit zwei Kindern, mindestens ein Kind unter 15 Jahren
<b>Soziale Stellung des Hauptverdieners der Familie</b>	Angestellter oder Beamter
<b>Einkommensbezieher</b>	ein Hauptverdiener, Ehepartner darf mitverdienen
<b>Einkommensgrenzen</b>	für das Bruttoeinkommen aus hauptberuflicher nichtselbstständiger Arbeit der Bezugsperson (Hauptverdiener) 1997: 6800 bis 9050DM
<b>Haushaltsbruttoeinkommen</b>	darf individuell höchstens um 40% über dem als Haupteinkommensquelle genannten Einkommen liegen

Quelle: Statistisches Bundesamt, 1998, S.7.

Die Annahme einer zweistufigen Allokation der gesamten Ausgaben für Verbrauchsgüter über die Aggregate auf die Subaggregate und die Annahme einer schwach separablen Nutzenfunktion wurden aus praktischen Erwägungen bei der Modellerstellung eingeführt. Auch die Bildung der Aggregate erfolgte nach plausiblen Überlegungen. Die Schätzung des Nachfragesystems wurde in zwei Stufen vorgenommen. Eine stufenweise Schätzung bringt wichtige Vorteile: Sie erleichtert die Berechnungen (Gewinn von Freiheitsgraden) und erlaubt eine vollständige Nutzung der verfügbaren Informationen. Auf den verschiedenen Ebenen können unterschiedlich lange Zeitreihen verwendet werden, so dass keine Informationen verloren gehen, da die kürzeste Zeitreihe nicht den Zeitraum der Nachfrageanalyse bestimmt (WÜGER, 1989, S. 10).

Die erste Stufe besteht aus fünf aggregierten Nahrungsmittelgruppen:

1. Fleisch und Fisch,
2. Milch, Käse und Eier,

1) Tatsächlich müssen weitaus mehr Allokationsstufen im Entscheidungsprozess eines Haushalts unterschieden werden, die allerdings nicht alle im Rahmen des Modells analysiert werden bzw. analysiert werden können. Beispielsweise ist davon auszugehen, dass auf der ersten Allokationsstufe die Aufteilung des gesamten verfügbaren Einkommens der Haushalte auf große Kategorien der Einkommensverwendung wie Sparen, Ausgaben für Bekleidung sowie Nahrungsmittelausgaben erfolgen.

3. Fette und Öle,
4. Obst, Gemüse, Zerealien und Kartoffeln,
5. Genussmittel und Zuckererzeugnisse sowie
6. eine Nichtnahrungsmittelgruppe

Andere Nichtgebrauchsgüter (einschließlich Reparaturen und Dienstleistungen), die im folgenden nur noch als Nichtnahrungsmittel bezeichnet werden. Daten für diese Gütergruppe sind erst ab 1976 verfügbar, während alle anderen Gruppen bereits ab 1966 zur Verfügung stehen. Daher wurde die erste Stufe des Nachfragemodells von 1976 bis 1997 und die zweite Stufe von 1966 bis 1997 geschätzt. Auf der zweiten Stufe wurde die Nahrungsmittelgruppe Fleisch und Fisch in fünf verschiedene Gruppen disaggregiert:

1. Rind- und Kalbfleisch,
2. Schweinefleisch,
3. Geflügel,
4. Wurst und Wurstwaren, Schinken, Speck, Rauch- und Kaiserfleisch,
5. Fisch und -filets, frisch (auch lebend), tiefgefroren.

### 3 Spezifikation eines Nachfragesystems für Nahrungsmittel

1980 wurde ein log-lineares Modell, das AIDS (Almost Ideal Demand System), von DEATON und MUELLBAUER konzipiert (DEATON, MUELLBAUER, 1980a, S. 313 ff.). Der Vorteil gegenüber anderen Nachfragesystemen liegt aus ökonomischer Sicht darin, dass es fast vollständig in linearen Gleichungen formuliert werden kann, sofern für die Analyse ein allgemeiner Preisindex, der eine linear-homogene Funktion der individuellen Preise ist, benutzt wird (GUNDLACH, 1993, S. 39). Das AIDS lässt sich aus folgender logarithmierten Kostenfunktion (c) in Abhängigkeit vom Nutzen (u) und den Preisen (p) ableiten (vgl. 3-1),

$$(3-1) \log c(u, p) = \zeta_0 + \sum_i \zeta_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j v_{ij}^* \log p_i \log p_j + \sum_i \eta_i \log u_i + \sum_i \eta_i \log p_i$$

mit  $i=1, \dots, n$ ;  $j=1, \dots, n$  und den Parametern  $\zeta_i$ ,  $\eta_i$  und  $v_{ij}^*$  sowie den Parameterrestriktionen  $\sum_i \zeta_i = 1$ ,  $\sum_i v_{ij}^* = \sum_j v_{ji}^*$ ,  $\sum_i \eta_i = 0$ , da  $c(u, p)$  linear homogen in den Preisen ist (DEATON, MUELLBAUER, 1980a, S. 313). Die Budgetanteile ergeben sich aus der Ableitung der logarithmierten Kostenfunktion nach den logarithmierten Preisen und durch Substitution von u:

$$(3-2) \frac{p_i q_i}{x} = \sum_i w_i = \zeta_i + \sum_j v_{ij}^* \log p_j + \eta_i \log(x/P) + 2 u_i$$

- mit  $w_i$  = Budgetanteil für Gut i,  
 $p_j$  = Preis für ein Gut j,  
 $x$  = Gesamtausgaben,  
 $u_i$  = Residuen,

wobei P einen Preisindex aller Güter darstellt, definiert als

$$(3-3) \log P \mid \zeta_0 2 \frac{\zeta_j}{j} \log p_j 2 \frac{1}{2} \frac{v_{ij}}{i j} \log p_i \log p_j \cdot$$

Die Budgetrestriktion  $x \mid \frac{p_i q_i}{i}$  impliziert  $\frac{w_i}{i} \mid 1$ ,

woraus wiederum für alle  $i$  folgt:  $\frac{\zeta_i}{i} \mid 1$ ,  $\frac{\eta_i}{i} \mid 0$ ,

$\frac{v_{ij}}{i} \mid 0$  (Adding-up-Restriktionen). Folgende Homoge-

nitätsbedingungen ergeben sich für das Nachfragesystem  $\frac{v_{ij}}{j} \mid 0$ , für alle  $i=1, \dots, n$ . Die Symmetriebedingung

lautet  $v_{ij} \mid v_{ji}$ , für alle  $i, j$ . Die Negativitätsbedingung (Konkavitätseigenschaft der Ausgabenfunktion) ist erfüllt, wenn die Matrix  $C$ , definiert als

$c_{ij} \mid v_{ij} 2 \eta_i \eta_j \log(x/P) 4 \tau_{ij} w_i 2 w_i w_j$ , negativ se-

midefinit ist.  $\tau_{ij}$  ist das Kronecker Delta, wobei gilt  $\tau_{ij}=0$  für  $i \neq j$  und  $\tau_{ij}=1$  für  $i=j$  (DEATON, MUELLBAUER, 1980, S.

75 f.). Die Konkavitätseigenschaft der Ausgabenfunktion kann jedoch für das LA/AIDS, wie für die meisten auf flexiblen Funktionsformen basierenden Modelle, nur für einen Beobachtungspunkt exakt eingeführt werden. Eine solche lokale Gewährleistung der Konkavität führt meist dazu, dass diese Eigenschaft auch innerhalb eines mehr oder weniger großen Wertebereichs erfüllt ist (GRINGS, 1993, S. 77).

Das AIDS vereint eine Vielzahl positiver Eigenschaften, wie „... gives an arbitrary first-order approximation to any demand system; it satisfies the axioms of choice exactly; it aggregates perfectly over consumers without invoking parallel linear Engel curves; it has a functional form which is consistent with known household budget data; it is simple to estimate, largely avoiding the need for non-linear estimation; and it can be used to test the restrictions of homogeneity and symmetry through linear restrictions on fixed parameters.“ (DEATON, MUELLBAUER, 1980a, S. 312).

Als lineare Näherung an das Nachfragesystem verwendeten DEATON und MUELLBAUER Stone's Index  $(\log P^* \mid \frac{w_i}{i} \log p_i)$  (DEATON, MUELLBAUER, 1980,

S. 77). Es gilt  $P^0 \bullet P^*$ . Das bedeutet,  $P$  wird unterstellt, annähernd proportional zu  $P^*$  zu sein. Die Gleichung wird als Linear Approximate/Almost Ideal Demand System (LA/AIDS)<sup>2)</sup> bezeichnet und lautet

$$(3-4) w_i \mid \zeta_i * 2 \frac{v_{ij}}{j} \log p_j 2 \eta_i \log(x/P^*).$$

Die Schätzung wird dadurch erheblich vereinfacht, da das System nun linear in den Koeffizienten ist. In der vorliegenden Arbeit findet ebenfalls das LA/AIDS Anwendung, wobei die mittleren Budgetanteile

$$(\log P^* \mid \frac{\bar{w}_i}{i} \log p_i)$$

für jedes Gut bei Stone's Index einbezogen werden<sup>3)</sup>.

2) DEATON und MUELLBAUER (1980a, S.317) warnen, dass der Stone-Index in einigen Fällen keine genaue Approximation darstellt. Dies wurde in zahlreichen Studien untersucht (BUSE, 1994, S. 781 ff.; MOSCHINI, 1995, S. 63 ff.). Bei der Verwendung von aggregierten Daten waren die Verzerrungen eher unbedeutend (PASHARDES, 1993, S. 915). Eine ungenaue Approximation kann in Abhängigkeit der Korrelationsstruktur zwi-

Im Allgemeinen bevorzugen Ökonomen eine Interpretation der Ergebnisse in Form von Einkommens- (bzw. Ausgaben-) und Preiselastizitäten. Die kompensierten Preiselastizitäten des LA/AIDS ergeben sich aus der Ableitung der Hicks'schen Nachfragefunktion  $q_i=h_i(u, p)$  nach den Preisen bzw. aus den zweiten Ableitungen der Kostenfunktion<sup>4)</sup>. Die kompensierten Preiselastizitäten lassen sich nach

$$(3-5) \check{e}_{ij} \mid \frac{v_{ij}}{w_i} 2 w_j 4 \tau_{ij}$$

berechnen. Aufgrund der Symmetriebedingung gilt für die kompensierten Preiselastizitäten

$$w_i \check{e}_{ij} \mid w_j \check{e}_{ji} \text{ (EDGERTON et al., 1996, S. 61).}$$

Die nichtkompensierten Preiselastizitäten ergeben sich aus

$$(3-6) e_{ij} \mid \frac{v_{ij} 4 \eta_i w_j}{w_i} 4 \tau_{ij}.$$

Die Ausgabenelastizität der Nachfrage im AIDS und auch im LA/AIDS (ASCHE, WESSELS, 1997, S. 1184 f.) ist definiert als

$$(3-7) \xi_i \mid 1 2 \frac{\eta_i}{w_i}.$$

Ausgehend von einem LA/AIDS nach DEATON und MUELLBAUER (1980) erfolgte die weitere Spezifikation des Nachfragesystems unter Berücksichtigung der Dynamik, um strukturellen Veränderungen<sup>5)</sup> des Konsumverhaltens gerecht werden zu können. Durchgeführte Fehlspezifikations-tests wiesen auf eine Fehlspezifikation des statischen LA/AIDS. Die Residuen des statischen Nachfragesystems waren autokorreliert, d.h. die Annahme des Kleinst-Quadrat-(KQ-)Modells  $E(u_t u_t')=0$  für  $t \neq t'$  wurde verletzt. Während Autokorrelation erster Ordnung anhand des Durbin-Watson-Tests (GREENE, 1997, S. 591 ff.) geprüft wurde, wurde der Breusch-Godfrey-Test für den Test auf Autokorrelation höherer Ordnung herangezogen (GUJARATI, 1995, S. 425 f.). Für alle Gleichungen auf beiden Stufen wurde Autokorrelation erster und zwölfter Ordnung aufgezeigt.

Schätzungen, die durchweg autokorrelierte Residuen aufweisen, liefern Hinweise auf die Relevanz der Modellierung der Dynamik (GUNDLACH, 1993, S. 76). Häufig ist dies bei Schätzungen mit dem statischen Nachfragemodell, die die Homogenitätsbedingung als Restriktion enthalten, im Gegensatz zu unrestringierten Schätzungen anzutreffen (DEATON, MUELLBAUER, 1980a, S. 319 f.; ANDERSON, BLUNDELL, 1982, S. 1559). Offenbar wird der Informa-

schen den Preisen durch Verwendung verschiedener Preisindizes vermieden werden (BUSE, CHAN, 1998, S. 18 ff.). In dieser Arbeit handelt es sich zum einen um aggregierte Daten, zum anderen konnten entsprechende Korrelationen zwischen den Preisen aufgezeigt werden, so dass die Verwendung des Stone'schen Index gerechtfertigt schien.

3) Bei der späteren Berechnung der Elastizitäten für einzelne Jahre wird bei der Verwendung von Monatsdaten in Stone's Index jeweils der mittlere Budgetanteil für das entsprechende Jahr eingesetzt, so dass der Index auch der Eigenschaft eines Indexes (unabhängig von der Maßeinheit) genügt (MOSCHINI, 1995, S. 65 ff.).

4) Die Probleme, die sich bei der Berechnung der Elastizitäten im LA/AIDS ergeben, werden ausführlich bei ALSTON, FOSTER, GREEN (1994, S.352 ff.) und BUSE (1994, S. 783 ff.) diskutiert, die Berechnung in der vorliegenden Arbeit erfolgte nach CHALFANT (1987, S. 234).

5) Es existiert in der Literatur keine definitorische Abgrenzung des Begriffs „strukturelle Veränderungen“ (MOSCHINI, MORO, 1996, S. 239 f.). Meist werden Änderungen von Vorlieben und Geschmäcker darunter verstanden.

tionsgehalt der Daten mit diesem einfachen Modell, wenn es im Sinne der Theorie restringiert wird, nicht vollständig ausgeschöpft. Eine Fehlerhaftigkeit der Daten ist vor dem Hintergrund abzulehnen, dass die empirische Ablehnung der Symmetrie- und Homogenitätsrestriktion regelmäßig unabhängig davon auftritt, welche Aggregationsebene, welche Zeiträume und welche Länder in die Analyse einbezogen werden (CHEN, VEEMANN, 1991, S. 229; BLANCIFORTI, GREEN, 1983, S. 511). Bei dem vorliegenden statischen Modell wurden die Homogenitätsbedingung und die Symmetriebedingung ebenfalls für die Mehrheit der Gleichungen abgelehnt. Das üblicherweise bei empirischen Analysen benutzte statische Nachfragemodell erschien aufgrund der fehlenden Modellierung verzögerter Anpassungsprozesse zu restriktiv und scheiterte vermutlich deshalb an der Realität. Somit könnte die empirische Ablehnung der Homogenitäts- und Symmetriestriktion von einer Fehlspezifikation der dynamischen Anpassungsprozesse hervorgerufen werden (RICKERTSEN, 1998, S. 97). Bei Schätzungen mit autokorrelierten Residuen werden Standardfehler unterschätzt und die Hypothese, dass die Homogenitäts- und Symmetrieeigenschaften erfüllt sind, möglicherweise zu Unrecht verworfen. LAITINEN sieht hingegen die Ursache für die häufige Ablehnung der Homogenitätsbedingung in dem Verhalten asymptotischer Tests bei kleinen Stichproben<sup>6</sup>) (LAITINEN, 1978, S. 189). Da es sich bei der vorliegenden Stichprobe um eine relativ große (Stufe 1: n=264 bzw. Stufe 2: n=384) handelt, ist die Ursache für diese Analyse eher unwahrscheinlich. Dies bestätigten die Tests der Homogenitätsbedingungen im statischen und dynamischen Modell. Während für das vorliegende Nachfragesystem die Homogenitätsbedingung anhand eines asymptotischen Tests ohne Berücksichtigung dynamischer Anpassungsprozesse abgelehnt wurde, konnte die Homogenitätsbedingung bei dem dynamischen Modell anhand desselben Tests nicht abgelehnt werden.

Die Einbeziehung dynamischer Anpassungsprozesse in Nachfragesysteme kann durch verschiedenste Ansätze verfolgt werden, wobei durchaus mehrere Ansätze gleichzeitig Anwendung finden können (MOSCHINI, MORO, 1996, S. 248). Zunächst erfolgte eine Bereinigung der Autokorrelation. Diese kann in einfacher Weise durch Erweiterung der Schätzgleichung um die differenzierte endogene Variable beseitigt werden (HANSEN, 1993, S. 310). Aufgrund der Verwendung monatlicher Daten erschien eine Bereinigung der Autokorrelation erster und zwölfter Ordnung als sinnvoll. Daher wurde das LA/AIDS um die beiden Differenzen der endogenen Variablen  $\Delta w_{it}$ ,  $\Delta w_{it411}$  gemäß der Bewley-Transformation (BEWLEY, 1979, S. 357 ff.) erweitert, woraus Gleichung (3-8) resultierte,

$$(3-8) w_{it} | \zeta_i * 2 z_i \Delta w_{it} + 2 s_i \Delta w_{it411} + 2 \sum_j^n v_{ij} \log p_{jt} + 2 \eta_i (\log x_t + 4 \sum_j^n \bar{w}_j \log p_{jt}) + 2 u_{it}$$

mit  $Z_i$ ,  $S_i$  als zusätzliche Parameter,

$$\Delta w_{it} | w_{it} + 4 w_{it41}, \quad \Delta w_{it411} | w_{it} + 4 w_{it412} \quad \text{und}$$

$\bar{w}_j$  = durchschnittlicher Budgetanteil für Gut j

und allen Symbolen wie in Gleichung (3-2).

Da die Variablen  $\Delta w_{it}$ ,  $\Delta w_{it411}$  auf der rechten Seite von der Störgröße  $u_t$  abhängen, kann die Gleichung nicht konsistent nach der KQ-Methode geschätzt werden. WICKENS und BREUSCH (1988) haben gezeigt, dass eine Instrumentvariablen-Schätzung, die an der Stelle von  $\Delta w_{it}$ ,  $\Delta w_{it411}$  die Variablen  $w_{it41}$ ,  $w_{it412}$  verwendet, die gleichen Langfristparameter<sup>7</sup>) wie die KQ-Schätzungen des Fehlerkorrekturmodells (Error-Correction-Model (ECM)) liefert und damit äquivalent zu dieser Methode ist (WICKENS, BREUSCH, 1988, S. 189 ff.).

Die Instrumentvariablen-Schätzung kann auch als Verallgemeinerung der KQ-Methode angesehen werden, wobei zusätzlich die Existenz einer geeigneten Instrumentvariablen gewährleistet sein muss (KOUTSOYIANNIS, 1973, S. 381). Die Normalgleichungen werden unter Benutzung der Instrumentvariablen für die Differenzen der endogenen Variablen aus der Bedingung  $E(u_{it})=0$  gewonnen. Allerdings verletzt eine derartige Aufnahme zusätzlicher Regressoren die „adding-up“-Restriktion  $\sum_i w_i = 1$ . Daher wurden

(n-1) verzögerte Budgetanteile in jede Gleichung aufgenommen (DEATON, 1986, S. 1781 f.). Dies führte zu einem enormen Anstieg der zusätzlich aufgenommenen Regressoren (ANDERSON, BLUNDELL, 1983, S. 407). Eine Interpretation der Koeffizienten der verzögerten abhängigen Variablen ist nicht möglich (ANDERSON, BLUNDELL, 1982, S. 1564 ff.).

Aufgrund der Verwendung monatlicher Daten wurden Dummy-Variablen in beide Stufen des Nachfragesystems eingefügt (WESSELLS, WILEN, 1994, S. 89). Dadurch wurden jahreszeitliche Schwankungen im Verbrauch berücksichtigt (MOSCHINI, MORO, 1996, 248 f.). Die Aufnahme der Dummy-Variablen führte sowohl bei gleichzeitiger Bewley-Transformation als auch ohne Berücksichtigung dieser Transformation zu signifikanten Koeffizienten bzw. zu Verbesserungen der Güte der Schätzungen, was mit Hilfe von F-Tests untersucht wurde. Autokorrelation erster und höherer Ordnung wurde auch bei der Schätzung der Gleichungen mit den Dummy-Variablen und ohne die Bewley-Transformation beobachtet.

Die Aufnahme einer Trendvariablen ermöglichte die Berücksichtigung von strukturellen Veränderungen und erlaubte die Abbildung dynamischer Einflüsse. Eine Betrachtung der Struktur und Entwicklung des Verbrauchs von den Nahrungsmittelgruppen verdeutlichte bereits Veränderungen im Zeitablauf. Während die stark aggregierten Nahrungsmittelgruppen der ersten Stufe allmählichen Änderungen unterliegen, werden nach zunächst konstanten Entwicklungen drastischere Verbrauchsveränderungen der einzelnen Fleischgruppen der zweiten Stufe im Zeitablauf deutlich. Schon allein die Entwicklungen der unterschiedlichen Fleischarten in den letzten Jahren hinsichtlich Qualität und Angebotsform

7) Langfristkoeffizienten existieren nur, wenn die Differenzgleichung stabil ist. Daher wurde ein Fehlerkorrekturmodell (ECM) geschätzt, wodurch entsprechende Tests auf Signifikanz der Langfristbeziehung ermöglicht wurden. Die Testergebnisse ergaben, dass die Gleichungen des Nachfragesystems diesen Anforderungen genügen.

6) HANSEN bezeichnet Stichproben mit einem Stichprobenumfang  $T \geq 30$  als klein (HANSEN, 1993, S. 74).

deuten auf Veränderungen bei der Fleischnachfrage, die in keiner Beziehung zum Einkommen oder zu den Preisen stehen. Allgemeine Tendenzen, wie der technische Fortschritt, zunehmender Außer-Haus-Verzehr und der Trend zu Convenience-Produkten wirken sich offensichtlich auf den Fleischkonsum aus (PIGGOTT, WRIGHT, 1992, S. 237). Bereits RECKE (1995) stellte anhand der Daten für verschiedene Fleischarten der laufenden Wirtschaftsrechnungen für alle drei Haushaltstypen zwischen 1968 und 1991 fest, dass die im Modell berücksichtigten Variablen Einkommen und Preise vermutlich nicht hinreichend strukturelle Änderungen auf den analysierten Märkten erfassen (RECKE, 1995, S. 53).

Mit Hilfe des Chow-Tests wurde auf beiden Stufen auf Konstanz der Parameter getestet (HANSEN, 1993, S. 92). Der Nachteil des Tests liegt darin, dass zwar Strukturbrüche aufgezeigt werden, nicht aber die Ursache dafür (ALSTON, CHALFANT, 1991a, S. 46). Die Ergebnisse von Tests auf Strukturveränderungen können von der Spezifikation des Modells abhängen (ALSTON, CHALFANT, 1991, S. 1180; CHALFANT, ALSTON, 1988, S. 391). Für die erste Stufe des Nachfragesystems konnten mit Hilfe des Chow-Tests drei Teilperioden 1976 – 1982, 1983 – 1989 sowie 1990 – 1997 aufgezeigt werden, wohingegen für die zweite Stufe nur zwei Teilperioden 1966 – 1982 sowie 1983 – 1997 ermittelt wurden. In die erste Stufe des Nachfragesystems wurde eine Variable, die allmähliche Veränderungen beschreibt, aufgenommen. Sie wurde folgendermaßen gebildet:

1.  $T_t=0$  für  $t=1, \dots, 84$ ;
2.  $T_t=(t484)/(169484)$  für  $t=85, \dots, 168$ ;
3.  $T_t=1$  für  $t=169, \dots, 264$ ;

wobei  $t$  die laufende Nummer der jeweiligen Beobachtung darstellt (RICKERTSEN, 1996, S. 320). Das bedeutet, die Variable nimmt von Januar 1976 bis Dezember 1982 den Wert Null an, steigt von Januar 1983 bis Dezember 1989 allmählich auf den Wert Eins und nimmt von Januar 1990 bis Dezember 1997 den Wert Eins an<sup>8</sup>). Auf der zweiten Stufe des Systems, die die Nachfrage nach Fleisch und Fisch umfasst, wurde eine Variable berücksichtigt, die einen linearen Trend ab Januar 1983 abbildet und vorher – von Januar 1966 bis Dezember 1982 – den Wert Null hat<sup>9</sup>). Die Aufnahme einer Trendvariablen ermöglicht zumindest die Berücksichtigung von strukturellen Veränderungen an sich. Das endgültige Modell wurde folgendermaßen spezifiziert (vgl. 3-9),

$$(3-9) w_{it} = \zeta_j * 2 \vartheta_1 TT_t 2 \frac{n41}{j} z_{ij} \div w_{jt} 2 \frac{n41}{j} s_{ij} \div w_{jt411} 2 \frac{11}{dl} \tau_{id} D_{dt} 2 \frac{n}{j} v_{ij} \log p_{jt} 2 \eta_i (\log x_t 4 \frac{n}{j} \bar{w}_j \log p_{jt}) 2 u_{it}$$

8) In der Literatur wurde diese Variable nicht nur an sich eingefügt, sondern auch ein gleichzeitiger Einfluss dieser Variablen auf die Parameter aller Variablen der einzelnen Gleichungen berücksichtigt, was aufgrund fehlender Freiheitsgrade selten möglich erscheint. Das sogenannte „gradual switching AIDS“, von MOSCHINI und MEILKE (1989) entwickelt, wurde auch in der ersten Differenz spezifiziert (MOSCHINI, MEILKE, 1989, S. 254 f.; REYNOLDS, GODDARD, 1991, S. 213 f.; XU, VEEMAN, 1996, S. 305 f.).

9) CHALFANT, GRAY und WHITE berücksichtigten ebenfalls in dem von ihnen geschätzten AIDS für Fleisch und Fisch in Kanada einen linearen Trend, der nicht mit dem Beobachtungszeitraum beginnt (CHALFANT,

mit  $\frac{n41}{j} W_{jt41}, \frac{n41}{j} W_{jt412}$  als Instrumentvariablen für

$\frac{n41}{j} \div w_{jt}, \frac{n41}{j} \div w_{jt411}$ ;  $\vartheta_1, \tau_{id}$  als zusätzliche Parameter

und

- $n$  = Anzahl der Güter,
- $t$  = laufende Nummer der jeweiligen Beobachtung,
- $d$  = jeweiliger Monat,

$TT_t$  = Trendvariable in Periode  $t$ ,

$\div w_{jt}, \div w_{jt411}$  = differenzierte Budgetanteile für Gut  $j$ ,

$D_{dt}$  = monatliche Dummy-Variable, die den Wert Eins für den Monat  $d$  annimmt, während alle anderen Monat den Wert Null annehmen,

$W_{jt41}, W_{jt412}$  = verzögerte Budgetanteile für Gut  $j$  in Periode  $t-1$  bzw.  $t-12$  und alle anderen Symbole wie in Gleichungen (3-2) und (3-8).

Aufgrund der Adding-up-Restriktion kann bei der Schätzung des Systems eine beliebige Gleichung vernachlässigt werden (BARTEN, 1968, S. 213 ff.). Dies gilt auch bei der dynamischen Spezifikation des Modells (ANDERSON, BLUNDELL, 1982, S. 1566). Auf der ersten Stufe wurde die Gruppe Nichtnahrungsmittel weggelassen, wohingegen auf der zweiten Stufe die Gruppe Wurst und Wurstwaren vernachlässigt wurde. Es wurde eine dreistufige Kleinst-Quadrate-Schätzung (3SLS) beider Stufen des Nachfragesystems durchgeführt<sup>10</sup>). Die Idee der Methode besteht darin, wie bei der Schätzung „scheinbar unverbundener“ Gleichungen (seemingly unrelated regression (SUR)), alle Gleichungen gleichzeitig zu schätzen (HANSEN, 1993, S. 184). Die dreistufige Kleinst-Quadrate-Schätzfunktion kann über die Methode der Instrumentvariablen abgeleitet werden.

#### 4 Beurteilung der Modellspezifikation und der Ergebnisse

Es erfolgte die Schätzung des zweistufigen Nachfragemodells. Umfassende Fehlspezifikationstests wurden bei der Spezifikation des vollständigen Nachfragemodells durchgeführt. Zunächst wurden die Restriktionen der Nachfrage-theorie getestet. Hierzu zählen die Homogenitäts-, die Symmetrie- und die Negativitätsbedingung. Homogenitäts- und Symmetriestriktionen wurden dem Nachfragesystem auferlegt und überprüft. Dazu diente der Likelihood-Verhältnis-Test, der sich vor allem beim Testen von Restriktionen,

die sich auf unterschiedliche Gleichungen beziehen, eignet (HANSEN, 1993, S. 174). Homogenität und Symmetrie konnten aufgrund der Ergebnisse des Likelihood-Verhältnis-Tests für beide Stufen des Systems nicht abgelehnt werden.

Außerdem wurde getestet, ob beide Stufen des Nachfra-

GRAY, WHITE, 1991, S. 484).

10) Die Schätzung des Systems erfolgte mit Hilfe des Computerprogramms TSP 4.4.

Tabelle 2: Marshall'sche Ausgaben- und Preiselastizitäten (Stufe 1, Haushaltstyp III)

	Fleisch, Fisch		Milch, Käse, Eier		Fette, Öle		Menge an: Obst, Gemüse, Zerealien, Kartoffeln		Genussmittel, Zuckererzeugnisse		Nichtnahrungsmittel	
	1980	1995	1980	1995	1980	1995	1980	1995	1980	1995	1980	1995
<b>Ausgaben</b>	<b>0,36</b> (4,64)	0,16 (1,48)	<b>0,16</b> (2,04)	0,11 (1,33)	<b>0,35</b> (2,47)	-0,33 (-1,13)	<b>0,45</b> (5,13)	<b>0,52</b> (6,62)	<b>0,31</b> (2,54)	0,20 (1,46)	<b>1,19</b> (74,41)	<b>1,18</b> (77,19)
<b>Preise für:</b>												
Fleisch, Fisch	<b>-0,71</b> (-6,50)	<b>-0,61</b> (-4,23)	0,07 (1,53)	0,10 (1,64)	0,002 (0,05)	-0,003 (-0,07)	0,04 (0,86)	0,06 (0,99)	-0,02 (-0,47)	-0,03 (-0,46)	0,26 (1,54)	0,33 (1,49)
Milch, Käse Eier	0,17 (1,71)	0,18 (1,67)	<b>-0,31</b> (-2,09)	-0,26 (-1,66)	0,06 (0,97)	0,06 (0,93)	<b>0,21</b> (3,64)	<b>0,23</b> (3,69)	<b>-0,12</b> (-2,08)	<b>-0,13</b> (-2,07)	-0,16 (-0,85)	-0,18 (-0,87)
Fette, Öle	0,01 (0,05)	0,002 (0,005)	0,16 (0,92)	0,34 (0,97)	<b>-0,54</b> (-2,94)	-0,07 (-0,18)	0,15 (1,10)	0,33 (1,15)	0,06 (0,58)	0,12 (0,58)	-0,18 (-0,45)	-0,39 (-0,47)
Obst, Gemüse, Zerealien, Kartoffeln	0,06 (0,70)	0,04 (0,60)	<b>0,16</b> (3,22)	<b>0,14</b> (3,15)	0,04 (1,04)	0,03 (0,96)	<b>-1,15</b> (-14,14)	<b>-1,14</b> (-15,64)	<b>0,12</b> (2,25)	<b>0,10</b> (2,23)	0,32 (1,75)	0,29 (1,79)
Genussmittel, Zuckererzeugnisse	-0,06 (-0,43)	-0,08 (-0,47)	<b>-0,17</b> (-2,12)	<b>-0,19</b> (-2,07)	0,03 (0,60)	0,03 (0,51)	<b>0,19</b> (2,43)	<b>0,23</b> (2,51)	<b>-0,37</b> (-3,49)	<b>-0,27</b> (-2,19)	0,08 (0,30)	0,08 (0,27)
Nichtnahrungsmittel	<b>-0,16</b> (-5,37)	<b>-0,16</b> (-5,49)	<b>-0,17</b> (-9,64)	<b>-0,17</b> (-9,75)	<b>-0,14</b> (-10,27)	<b>-0,14</b> (-10,33)	<b>-0,13</b> (-10,61)	<b>-0,13</b> (-10,79)	<b>-0,15</b> (-7,78)	<b>-0,15</b> (-7,89)	<b>-1,04</b> (-25,17)	<b>-1,04</b> (-26,11)

Hervorgehobene Werte sind auf dem 5 %-Niveau signifikant, t-Werte in Klammern.

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten des Statistischen Bundesamtes (versch. Jgg.).

Tabelle 3: Hicks'sche Preiselastizitäten (Stufe 1, Haushaltstyp III)

	Fleisch, Fisch		Milch, Käse, Eier		Fette, Öle		Menge an: Obst, Gemüse, Zerealien, Kartoffeln		Genussmittel, Zuckererzeugnisse		Nichtnahrungsmittel	
	1980	1995	1980	1995	1980	1995	1980	1995	1980	1995	1980	1995
Fleisch, Fisch	<b>-0,67</b> (-6,48)	<b>-0,60</b> (-4,19)	0,09 (1,90)	0,11 (1,78)	0,007 (0,22)	-0,002 (-0,05)	0,05 (1,25)	0,07 (1,11)	-0,01 (-0,26)	-0,03 (-0,41)	<b>0,54</b> (2,81)	0,46 (1,77)
Milch, Käse Eier	0,19 (1,90)	0,19 (1,78)	<b>-0,31</b> (-2,07)	-0,26 (-1,65)	0,06 (1,02)	0,06 (0,94)	<b>0,22</b> (3,66)	<b>0,23</b> (3,66)	<b>-0,12</b> (-2,01)	<b>-0,13</b> (-2,04)	-0,04 (-0,18)	-0,09 (-0,39)
Fette, Öle	0,04 (0,22)	-0,02 (-0,05)	0,17 (1,02)	0,33 (0,94)	<b>-0,54</b> (-2,90)	-0,07 (-0,19)	0,17 (1,19)	0,31 (1,05)	0,07 (0,69)	0,12 (0,54)	0,09 (0,22)	-0,66 (-0,78)
Obst, Gemüse, Zerealien, Kartoffeln	0,10 (1,25)	0,08 (1,11)	<b>0,18</b> (3,66)	<b>0,16</b> (3,66)	0,05 (1,19)	0,04 (1,05)	<b>-1,13</b> (-13,33)	<b>-1,11</b> (-14,57)	<b>0,13</b> (2,55)	<b>0,12</b> (2,55)	<b>0,67</b> (4,04)	<b>0,71</b> (4,82)
Genussmittel, Zucker erzeugnisse	-0,04 (-0,26)	-0,07 (-0,41)	<b>-0,16</b> (-2,01)	<b>-0,18</b> (-2,04)	0,03 (0,69)	0,03 (0,54)	<b>0,21</b> (2,55)	<b>0,24</b> (2,55)	<b>-0,36</b> (-3,45)	<b>-0,26</b> (-2,18)	0,31 (1,09)	0,24 (0,73)
Nichtnahrungsmittel	<b>0,06</b> (2,81)	0,04 (1,77)	-0,002 (-0,18)	-0,004 (-0,39)	0,002 (0,22)	-0,006 (-0,78)	<b>0,04</b> (4,04)	<b>0,05</b> (4,82)	0,01 (1,09)	0,008 (0,73)	<b>-0,12</b> (-2,50)	<b>-0,08</b> (-1,89)

Hervorgehobene Werte sind auf dem 5 %-Niveau signifikant, t-Werte in Klammern.

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten des Statistischen Bundesamtes (versch. Jgg.).

gesystems die Negativitätsbedingung erfüllen. Die Problematik des Testens von Krümmungseigenschaften wird dadurch erschwert, dass sowohl geometrische als auch algebraische Definitionen von Konkavität bzw. Konvexität existieren. Das Problem liegt darin, dass die Definitionen, die aus geometrischer Sicht eher intuitiv sind, meist keine einfachen algebraischen Äquivalente aufweisen. Andererseits haben jene Definitionen, die einfach in algebraischer Form darstellbar sind, meist komplizierte und keine intuitiven geometrischen Äquivalente. Hinzu kommt, dass hierbei keine einheitliche Bezeichnungsweise in der Literatur verwendet wird. MOREY (1986) gibt einen Überblick über die verschiedenen Definitionen (MOREY, 1986, S. 207 ff.).

Welche Bedingungen müssen demzufolge untersucht werden? Die Negativitätsbedingung ist erfüllt, wenn die Matrix C, definiert als

$$c_{ij} = v_{ij} - 2 \eta_i \eta_j \log(x/P) - 4 \tau_{ij} w_i w_j$$

negativ semidefinit ist. Eine Überprüfung der Negativitätsbedingung auf beiden Stufen des Nachfragesystems ergab im Durchschnitt und an der Mehrheit der Daten-

punkte zum einen nicht-positive Werte der Hauptdiagonalen der Matrix C (notwendige Bedingung) und zum anderen alternierende Vorzeichen der Hauptminoren

$$(k_{11} \{ 0, k_{11}k_{22} - 4k_{12}^2 \} 0 \text{ usw.})$$

der Matrix C (hinreichende Bedingung) (HENNING, MICHALEK, 1992, S. 338 f.). Insofern ist das empirisch geschätzte Nachfragesystem für den Schätzzeitraum theoretisch konsistent. Die ermittelten Ergebnisse lassen sich im Sinne der Nachfragetheorie interpretieren.

Die folgenden Tests dienen dazu, mehr über die Abweichungen zwischen Modell und beobachteter Realität auszusagen. Die bereits durchgeführte Anwendung von Autokorrelationstests und Tests auf Konstanz der Parameter (Chow-Test) war ein wichtiges Hilfsmittel, um unter den ökonomisch plausiblen Modellvarianten das relativ beste auszuwählen (HANSEN, 1993, S. 90 f.). Diese Tests wurden als Leitfaden bei der Modellspezifikation herangezogen. Allerdings geben die Ergebnisse solcher Tests lediglich Hinweise auf mögliche Fehlspezifikation und sind nicht losgelöst von der relevanten ökonomischen Theorie, von der em-

pirischen Arbeit oder von der Beschaffenheit der Datengrundlage zu betrachten (GODFREY, 1988, S. 163).

Es existiert eine Vielzahl solcher Fehlspezifikationstests, die zum einen auf Einzelgleichungen und zum anderen auf dem gesamten System basieren (MCGUIRK, DRISCOLL, ALWANG, 1993, S. 1044 ff.). Zur Modellspezifikation wurden Tests herangezogen, die auf Einzelgleichungen basieren. Sie bieten den Vorteil, dass genau ersichtlich wird, welche Gütergruppen Probleme bereiten (MCGUIRK, DRISCOLL, ALWANG, 1993, S. 1046). Es wurden der Jar-

ben ebenfalls keinen Hinweis auf Fehlspezifikation der beiden Stufen des Modells. Die Ergebnisse der Tests weisen darauf hin, dass das zugrundeliegende zweistufige Modell eine ökonomisch plausible Modellvariante darstellt.

Die Darstellung der Ergebnisse der Nachfrageanalyse erfolgt mit Hilfe des Elastizitätenkonzepts. Die beiden wichtigsten Determinanten für die Verbrauchsstruktur von Nahrungsmitteln sind die Kaufkraft des Haushalts und die entsprechenden Güterpreise, die bei dem verwendeten LA/AIDS berücksichtigt wurden. Die Kaufkraft eines

Haushalts wird im wesentlichen durch sein Einkommen festgelegt. Das AIDS bezieht die Gesamtausgaben aller für die jeweilige Stufe verwendeten Güter ein.

Sowohl die Ausgabenelastizitäten und die Marshall'schen als auch die Hicks'schen Preiselastizitäten wurden für die Güter beider Stufen des Nachfragesystems berechnet. Während mit Hilfe der Marshall'schen (nichtkompensierten) Preiselastizitäten im Hinblick auf die Budgetbeschränkung der Konsumenten Gesamteffekte verdeutlicht werden können, zeigen Hicks'sche (kompensierte) Preiselastizitäten Hicks'sche (oder auch direkte) Substitutionseffekte auf, bei denen Einkommenseffekte keine Berücksichtigung finden (EDGERTON et al., 1996, S. 59). Die strenge Definition von Komplementen und Substituten erfolgt anhand der kompensierten Preiselastizitäten. Die Berechnungen basieren auf den in Kapitel 3 genannten Formeln. Um Veränderungen im Zeitablauf aufzuzeigen, wurden die Elastizitäten für

die Güter der ersten Stufe für 1980 und 1995 und für die Güter der zweiten Stufe für 1970 und 1995 berechnet, wobei die mittleren Budgetanteile des jeweiligen Jahres verwendet wurden (vgl. Tab. 2 bis 5).

Die Darstellungsweise der Elastizitäten soll am Beispiel von Tabelle 2 erläutert werden. Die erste Ergebniszeile veranschaulicht die Ausgabenelastizitäten für die einzelnen Gütergruppen. Für die Gruppe Obst, Gemüse, Zerealien und Kartoffeln beträgt die Ausgabenelastizität 0,52 für 1995, d.h. bei einer Erhöhung der Ausgaben für alle Güter der ersten Stufe um ein Prozent steigen die Ausgaben für Obst, Gemüse, Zerealien und Kartoffeln um 0,52 %. Folglich steigt die Nachfrage nach dieser Gütergruppe mit zunehmenden Ausgaben unterproportional.

Tabelle 4: Marshall'sche Ausgaben- und Preiselastizitäten (Stufe 2, Haushaltstyp III)

	Rindfleisch		Schweinefleisch		Menge an: Geflügelfleisch		Fisch, Fischfilets		Wurst, Wurstwaren	
	1970	1995	1970	1995	1970	1995	1970	1995	1970	1995
Ausgaben	<b>0,71</b> (5,63)	<b>0,35</b> (1,48)	<b>2,08</b> (20,39)	<b>2,23</b> (18,84)	<b>0,63</b> (4,41)	<b>0,75</b> (7,07)	<b>0,54</b> (3,70)	<b>0,72</b> (7,76)	<b>0,81</b> (34,54)	<b>0,83</b> (38,88)
<b>Preise für</b>										
Rind-, Kalbfleisch	<b>-1,68</b> (-8,62)	<b>-2,21</b> (-6,36)	<b>0,84</b> (6,60)	<b>1,41</b> (6,15)	0,06 (0,88)	0,14 (1,16)	0,009 (0,28)	0,04 (0,63)	0,07 (0,61)	0,27 (1,25)
Schweinefleisch	<b>0,63</b> (4,24)	<b>0,72</b> (4,43)	<b>-1,22</b> (-10,42)	<b>-1,22</b> (-9,39)	<b>-0,18</b> (-3,53)	<b>-0,22</b> (-3,81)	-0,02 (-0,66)	-0,04 (-1,27)	<b>-1,29</b> (-12,90)	<b>-1,47</b> (-12,62)
Geflügelfleisch	0,19 (0,95)	0,13 (0,87)	-0,26 (-1,88)	-0,16 (-1,63)	<b>-0,71</b> (-7,59)	<b>-0,79</b> (-11,93)	-0,04 (-1,01)	-0,03 (-1,04)	0,18 (1,34)	0,11 (1,05)
Fisch, Fischfilets	0,09 (0,44)	0,05 (0,36)	0,18 (1,22)	0,12 (1,36)	-0,08 (-0,96)	-0,06 (-1,02)	<b>-0,94</b> (-10,04)	<b>-0,96</b> (-16,34)	0,22 (1,49)	0,13 (1,40)
Wurst, Wurstwaren	<b>0,08</b> (3,41)	<b>0,09</b> (4,17)	<b>-0,13</b> (-7,62)	<b>-0,10</b> (-6,29)	<b>0,11</b> (6,79)	<b>0,10</b> (6,76)	<b>0,11</b> (7,05)	<b>0,11</b> (7,01)	<b>-0,62</b> (-25,58)	<b>-0,67</b> (-30,02)

Hervorgehobene Werte sind auf dem 5 %-Niveau signifikant, t-Werte in Klammern.

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten des Statistischen Bundesamtes (versch. Jgg.).

Tabelle 5: Hicks'sche Preiselastizitäten (Stufe 2, Haushaltstyp III)

	Rindfleisch		Schweinefleisch		Menge an: Geflügelfleisch		Fisch, Fischfilets		Wurst, Wurstwaren	
	1970	1995	1970	1995	1970	1995	1970	1995	1970	1995
Rind-, Kalbfleisch	<b>-1,55</b> (-7,95)	<b>-2,17</b> (-6,29)	<b>0,97</b> (7,25)	<b>1,47</b> (6,08)	0,10 (1,57)	0,17 (1,44)	0,03 (0,93)	0,05 (0,94)	<b>0,45</b> (7,63)	<b>0,48</b> (4,83)
Schweinefleisch	<b>1,03</b> (7,25)	<b>0,96</b> (6,08)	<b>-0,84</b> (-6,67)	<b>-0,85</b> (-6,07)	-0,05 (-0,98)	-0,02 (-0,35)	0,04 (1,78)	<b>0,07</b> (2,52)	<b>-0,18</b> (-3,26)	<b>-0,15</b> (-2,54)
Geflügelfleisch	0,32 (1,57)	0,21 (1,44)	-0,14 (-0,98)	-0,04 (-0,35)	<b>-0,67</b> (-7,18)	<b>-0,73</b> (-10,93)	-0,02 (-0,57)	0,004 (0,15)	<b>0,52</b> (7,26)	<b>0,55</b> (11,46)
Fisch, Fischfilets	0,20 (0,93)	0,12 (0,94)	0,27 (1,78)	<b>0,24</b> (2,52)	-0,05 (-0,57)	0,008 (0,15)	<b>-0,93</b> (-10,05)	<b>-0,93</b> (-16,22)	<b>0,50</b> (6,74)	<b>0,55</b> (12,90)
Wurst, Wurstwaren	<b>0,16</b> (7,62)	<b>0,09</b> (4,83)	<b>-0,06</b> (-3,26)	<b>-0,04</b> (-2,54)	<b>0,06</b> (7,26)	<b>0,08</b> (11,46)	<b>0,03</b> (6,74)	<b>0,04</b> (12,90)	<b>-0,19</b> (-14,78)	<b>-0,17</b> (-16,09)

Hervorgehobene Werte sind auf dem 5 %-Niveau signifikant, t-Werte in Klammern.

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten des Statistischen Bundesamtes (versch. Jgg.).

que-Bera-Test, ein Test auf Heteroskedastizität, der Engle's-Arch(1)-Test sowie Ramsey's Reset Test angewendet. Die Ergebnisse des Jarque-Bera-Tests lehnten die Normalverteilungsannahme der Residuen für beide Stufen des Nachfragesystems nicht ab. Bei der vorliegenden Stichprobengröße kann aufgrund des zentralen Grenzwertsatzes direkt von der Normalverteilung der Schätzer ausgegangen werden (HANSEN, 1993, S. 68). Die Nullhypothese der Homoskedastizität konnte mit Hilfe des Lagrange-Multiplikator-Tests für fast alle Gleichungen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,05 nicht abgelehnt werden. Die Ergebnisse des Engle's-Arch(1)-Tests lehnten die Nullhypothese, dass die Fehlervarianz seriell unkorreliert ist, bei fast allen Gleichungen nicht ab. Die Resultate des RESET-Tests ga-

Die folgenden Ergebniszeilen enthalten die Preiselastizitäten. In der ersten Spalte steht jeweils die Gütergruppe, deren Preis als unabhängige Variable betrachtet wird. Eine Preisänderung führt zu einer Änderung der nachgefragten Menge der jeweiligen Gütergruppe aus der zweiten Zeile der gesamten Tabelle. So wurde für 1980 und 1995 eine Eigenpreiselastizität für Nichtnahrungsmittel von  $-1,04$  berechnet, die aufzeigt, dass die Nachfrage nach dieser Gütergruppe bei einer Preiserhöhung überproportional sinkt. In der gleichen Vorgehensweise erfolgt die Darstellung der Kreuzpreiselastizitäten. So führt beispielsweise eine Erhöhung des Preises für Nichtnahrungsmittel um ein Prozent sowohl 1980 als auch 1995 zu einem Rückgang der Nachfrage nach Milch, Eiern und Käse um  $0,17\%$ .

Das Elastizitätenkonzept unterstellt die c.p.-Bedingung, d.h. die sonstigen Bestimmungsfaktoren der abhängigen Variable werden als konstant betrachtet. In empirischen Nachfrageanalysen sind Aussagen über das Vorzeichen und die Höhe der Nachfrageelastizität von besonderer Bedeutung. Bei den Ausgabenelastizitäten<sup>11)</sup> sind die Gesamtausgaben der jeweiligen Haushalte für Nahrungsmittel und Nichtnahrungsmittel die Bezugsgröße. Absolut gesehen sind die Ausgabenelastizitäten in der Regel größer als die Einkommenselastizitäten. Das Vorzeichen der Einkommenselastizitäten ist meist positiv. Mit zunehmender Bedarfssättigung kann die Nachfrageelastizität jedoch gegen Null streben oder negative Werte annehmen. Bei absolut inferior nachgefragten Gütern ist die Einkommenselastizität der Nachfrage kleiner als Null. Absolut inferiore Güter sind Güter, die von anderen Gütern verdrängt werden und deren Nachfrage mit steigendem Einkommen sinkt. Unter der Annahme, dass die Ausgabenelastizitäten nicht zu stark von den Einkommenselastizitäten abweichen, können in der Tendenz folgende Aussagen getroffen werden: Für die Gütergruppe Fette und Öle wird eine negative Ausgabenelastizität auf der ersten Stufe 1995 beobachtet, die sich allerdings auf dem  $5\%$ -Niveau statistisch nicht signifikant von Null unterscheidet (vgl. Tab. 2). Bei allen übrigen Nahrungsmittelgruppen handelt es sich um normale Güter. Die Nichtnahrungsmittel weisen Ausgabenelastizitäten größer Eins auf. Daher ist diese Gruppe zu den Luxusgütern zu zählen. Alle Nahrungsmittelgruppen, die Ausgabenelastizitäten zwischen Null und Eins aufweisen, zählen zu den Grundbedarfsgütern (Notwendigkeitsgüter). Bei den Eigenpreiselastizitäten überwiegen unelastische Preisreaktionen. Eigenpreiselastizitäten mit einem Absolutbetrag größer Eins werden nur für die Gruppe Obst, Gemüse, Zerealien und Kartoffeln sowie die Gruppe der Nichtnahrungsmittel deutlich.

Die größten Veränderungen im Zeitablauf werden bei den Marshall'schen Eigenpreiselastizitäten für Fleisch und Fisch sowie Genussmittel und Zuckererzeugnisse beobachtet. Sie sinken im Absolutbetrag. Diese Tendenz in Bezug auf Fleisch und Fisch steht im Zusammenhang mit der seit vielen Jahren stattfindenden Veränderung der Konsumge-

wohnheiten, die zu einer Verminderung des Fleischanteils in der Nahrung führt (VON ALVENSLEBEN, 1997, S. 213). Die Veränderungen der Preiselastizitäten für Nichtnahrungsmittel fallen am geringsten aus. Die Absolutbeträge der Eigenpreiselastizitäten nehmen in der Tendenz im Zeitablauf ab, d.h. die Nachfrage reagiert unelastischer. Dies trifft auch für die Ausgabenelastizitäten für alle Nahrungsmittelgruppen zu, mit Ausnahme der Ausgabenelastizitäten für die Gruppe Obst, Gemüse, Zerealien und Kartoffeln. Diese steigen im Beobachtungszeitraum (vgl. Tab. 2). Diese Entwicklung lässt sich vermutlich auf eine Rückbesinnung der Verbraucher auf den ernährungsphysiologischen und geschmacklichen Wert der Nahrungsmittel pflanzlicher Herkunft in den letzten beiden Jahrzehnten zurückführen, wovon Getreide, Gemüse und Obst profitierten (WÖHLKEN, 1991, S. 133).

Unter den folgenden Bedingungen entsprechen die Marshall'schen den Hicks'schen Preiselastizitäten:

- ∄ Der Budgetanteil für Gut  $i$  ist klein, und/oder
- ∄ die Einkommenselastizität ist klein.

Wenn mindestens eine der beiden Bedingungen zutrifft, kann die Marshall'sche Nachfrage annähernd anstelle der Hicks'schen Nachfrage herangezogen werden (HELMBERGER, CHAVAS, 1996, S. 339). Besonders deutlich wird dieser Zusammenhang bei der Gruppe Fette und Öle, die einen geringen Budgetanteil aufweist. Die Hicks'schen Preiselastizitäten für die Gütergruppen der ersten Stufe des Nachfragesystems wurden ebenfalls berechnet (vgl. Tab. 3).

Die Hicks'schen Eigenpreiselastizitäten unterscheiden sich kaum von den Marshall'schen. Lediglich die Hicks'schen Eigenpreiselastizitäten für Nichtnahrungsmittel weichen erheblich von den Marshall'schen Elastizitäten ab. Sie resultieren aus den relativ hohen Ausgabenelastizitäten für Nichtnahrungsmittel. In der Tendenz sind die kompensierten Eigenpreiselastizitäten im Absolutbetrag kleiner als die nichtkompensierten (vgl. Tab. 3).

Zu fast allen Zeitpunkten des Beobachtungszeitraumes sind die Hicks'schen Eigenpreiselastizitäten auf dem  $5\%$ -Niveau statistisch signifikant negativ, was in Übereinstimmung mit der Negativitätsbedingung steht (HANSEN, 1993, S. 298 f.). Die Eigenpreiselastizitäten für die Gruppe Obst, Gemüse, Zerealien und Kartoffeln sind absolut größer Eins. Diese Gruppe enthält vor allem frische, unverarbeitete Produkte.

Die Einflüsse der Kreuzpreise sind sowohl bei den kompensierten als auch bei den nichtkompensierten Preiselastizitäten schwach ausgeprägt. Die Kreuzpreiselastizitäten sind nahe Null. Hier wird deutlich, dass die erste Stufe des Nachfragemodells recht stark aggregierte Produktgruppen berücksichtigt. Schließlich nimmt die Kreuzpreiselastizität mit zunehmenden Aggregationsgrad tendenziell ab (HENRICHSMAYER, WITZKE, 1991, S. 298). In Bezug auf alle Nahrungsmittel sind die Preiselastizitäten in der Bundesrepublik Deutschland nicht sehr hoch und im Zeitablauf tendenziell rückläufig (HENRICHSMAYER, WITZKE, 1991, S. 304).

Zwischen der Gruppe Obst, Gemüse, Zerealien sowie Kartoffeln und der Gruppe Milch, Käse, Eier werden Substitutionsbeziehungen deutlich. Die Nachfrage nach Milch, Käse und Eiern steigt bei einer Preissteigerung der Gruppe Obst, Gemüse, Zerealien sowie Kartoffeln um ein Prozent. Ebenfalls nimmt die Nachfrage nach Obst, Gemüse, Zerea-

11) MANSER zeigt eine Approximation der Relation zwischen Ausgaben- und Einkommenselastizität auf, wonach sich die Ausgabenelastizität einer Produktgruppe in Bezug auf alle Nahrungsmittelausgaben multipliziert mit der Einkommenselastizität für Nahrungsmittel in Bezug auf die Gesamtausgaben (Gesamteinkommen) die Einkommenselastizität dieser Produktgruppe in Bezug auf die Gesamtausgaben (Gesamteinkommen) ergibt (MANSER, 1976, S. 887). Da sich das vorliegende Nachfragesystem auf Verbrauchsgüter und nicht auf Nahrungsmittel bezieht, wurde auf eine Berechnung verzichtet.



lien sowie Kartoffeln bei einer Preissteigerung von der Gruppe Milch, Käse, Eier um ein Prozent zu. Der hohe Aggregationsgrad der Nahrungsmittelgruppen erschwert die Erklärung der Zusammenhänge. Die Hicks'schen Elastizitäten liefern ein genaueres Bild der Substituierbarkeit der Güter, da sie eine Messung der Substitutionseffekte frei von Einkommenseffekten ermöglichen. Die auf dem 5 %-Niveau statistisch signifikanten Hicks'schen Kreuzpreiselastizitäten sind überwiegend positiv, d.h. es herrscht Substituierbarkeit vor, wenn der Einkommenseffekt beseitigt wird.

Die zweite Stufe des Nachfragesystems umfasst sowohl Fleisch und Fleischwaren als auch Fisch und Fischfilets. Fleisch und Fleischwaren haben seit Jahrzehnten eine große Bedeutung im Nahrungsmittelbudget (BAUER, 1932 zitiert nach FILIP, WÖHLKEN, 1984, S. 97). 27 % aller Ausgaben für Nahrungsmittel entfielen 1966 für Haushaltstyp III auf Fleisch und Fleischwaren. 1981 betrug der Anteil der Ausgaben für Fleisch und Fleischwaren rund 30 % und 1998 21 % für Haushaltstyp III in den alten Bundesländern (Statistisches Bundesamt, versch. Jgg., S. 16 ff.). Für die Nahrungsmittelgruppen der zweiten Stufe des Nachfragesystems wurden ebenfalls die Ausgaben- und die Marshall'schen Preiselastizitäten berechnet (vgl. Tab. 4).

Unter der Annahme, dass die entsprechenden Einkommens- und Ausgabenelastizitäten nicht zu stark voneinander abweichen, lassen sich tendenziell folgende Aussagen formulieren. Bei allen Nahrungsmittelgruppen der zweiten Stufe des Nachfragesystems handelt es sich um normale Güter. Sämtliche Ausgabenelastizitäten sind positiv. Die Ausgabenelastizität für Schweinefleisch nimmt den größten Wert an und ist größer Eins. Die Konsumenten reagieren demnach ausgabenelastisch bei der Nachfrage nach Schweinefleisch. Die übrigen Gütergruppen werden mit Ausgabenelastizitäten zwischen 0,35 und 0,83 ausgabenunelastisch nachgefragt.

Alle Eigenpreiselastizitäten sind negativ oder unterscheiden sich auf dem 5 %-Niveau nicht signifikant von Null. Die Nachfrage nach Rind- und Kalbfleisch sowie Schweinefleisch für Haushaltstyp III reagiert in Bezug auf die Eigenpreise elastisch. Für die übrigen Nahrungsmittelgruppen zeigen die Eigenpreiselastizitäten unelastische Reaktionen. Die kleinsten Absolutwerte nehmen die Eigenpreiselastizitäten für Wurst und Wurstwaren an (vgl. Tab. 4). Produkte dieser Gütergruppe werden von deutschen Haushalten häufig nachgefragt.

Die Marshall'schen Kreuzpreiselastizitäten sind fast ausnahmslos unelastisch. Auf dem 5 %-Niveau signifikante Kreuzpreiselastizitäten sind zwischen Rind- und Kalbfleisch einerseits und Schweinefleisch andererseits zu beobachten. Die Kreuzpreiselastizitäten zwischen Rind- und Kalbfleisch sowie Schweinefleisch nehmen im Zeitablauf zu, wobei sich Änderungen des Rind- und Kalbfleischpreises erheblich stärker auf die Nachfrage nach Schweinefleisch auswirken im Vergleich zu den Auswirkungen der Änderungen des Schweinefleischpreises auf die Nachfrage nach Rind- und Kalbfleisch. Ebenfalls auf dem 5 %-Niveau statistisch signifikante Kreuzpreiselastizitäten können zwischen Schweinefleisch einerseits sowie Wurst und Wurstwaren andererseits aufgezeigt werden.

Die größten Veränderungen im Zeitablauf weisen die Eigenpreiselastizitäten für Rind- und Kalbfleisch für Haushaltstyp III auf. Sie steigen in den Absolutbeträgen. Außerdem geht eine Zunahme der Konfidenzintervalle dieser

Elastizitäten im Zeitablauf hervor. Das Konfidenzintervall, das wertvolle Information über die Zuverlässigkeit der Punktschätzung gibt, verdeutlicht eine abnehmende Zuverlässigkeit der Schätzung (vgl. Abb. 1).

Die Absolutwerte der Eigenpreiselastizitäten für Wurst und Wurstwaren steigen ebenfalls im Zeitablauf. Die Ausgabenelastizitäten für diese Nahrungsmittelgruppe weisen jedoch die geringsten Veränderungen auf. Während im Beobachtungszeitraum die Ausgabenelastizitäten für Rind- und Kalbfleisch sinken, steigen mit Ausnahme von Wurst und Wurstwaren die übrigen Ausgabenelastizitäten. Ebenfalls wurden die Hicks'schen Preiselastizitäten für die Gütergruppen der zweiten Stufe des Modells berechnet (vgl. Tab. 5).

Die Hicks'schen Eigenpreiselastizitäten sind auf dem 5 %-Niveau statistisch signifikant negativ zu fast allen Zeitpunkten des Beobachtungszeitraumes (vgl. Tab. 5). Die Eigenpreiselastizität für das Aggregat Fleisch und Fisch der ersten Stufe des Nachfragesystems ist im Vergleich zu den Eigenpreiselastizitäten für die Subaggregate meist kleiner. Dies lässt vermuten, dass innerhalb dieser Nahrungsmittelgruppe erhebliche Substitutionsmöglichkeiten bestehen (TIFFIN, TIFFIN, 1999, S. 145).

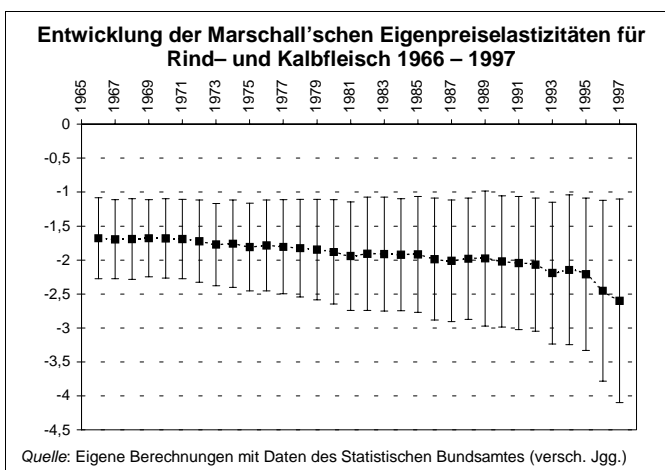


Abbildung 1

Die Absolutbeträge der Hicks'schen Eigenpreiselastizitäten sind, wie erwartet, meist kleiner als die Marshall'schen Eigenpreiselastizitäten (vgl. Tab. 4). Rind- und Kalbfleisch sind Substitute zu den übrigen Gütern, allerdings sind nicht alle kompensierten Kreuzpreiselastizitäten für diese Gruppe auf dem 5 %-Niveau signifikant von Null verschieden. Auf dem 5 %-Niveau signifikante Kreuzpreiselastizitäten, die Substitutionsbeziehungen verdeutlichen, ergeben sich zwischen Rind- und Kalbfleisch einerseits und Schweinefleisch bzw. Wurst und Wurstwaren andererseits. Die Kreuzpreiselastizitäten zeigen überwiegend Substitutionsbeziehungen zwischen den Gütergruppen auf, wenn Einkommenseffekte unberücksichtigt bleiben. 1995 unterscheiden sich zehn der 20 Kreuzpreiselastizitäten auf dem 5 %-Niveau statistisch signifikant von Null (vgl. Tab. 5). Hier wird deutlich, dass es sich bei der zweiten Stufe im Vergleich zu der ersten um weniger aggregierte Güter handelt.

Die Ergebnisse im Zeitablauf verdeutlichen, dass die Preisänderungen von Rind- und Kalbfleisch c.p. zu immer stärkeren Nachfrageänderungen von Schweinefleisch führen. Die entsprechenden Konfidenzintervalle der Elastizi-

täten (mit einem Konfidenzniveau von 95 %) nehmen im Zeitablauf zu (vgl. Abb. 2).

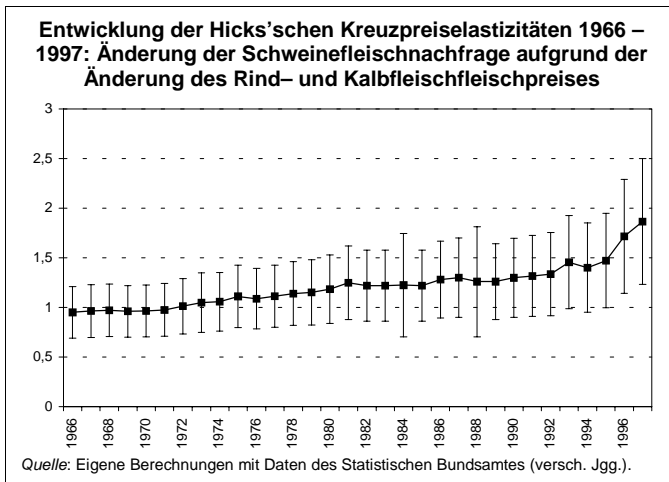


Abbildung 2

Während ein Preisanstieg von Rind- und Kalbfleisch zu einer stärker steigenden Nachfrage nach Schweinefleisch im Zeitablauf führt (vgl. Abb. 2), wirken sich Änderungen des Schweinefleischpreises auf die Nachfrage nach Rind- und Kalbfleisch weniger gleichmäßig aus (vgl. Abb. 3). Die dazugehörigen Konfidenzintervalle (mit einem Konfidenzniveau von 95 %) sind im Zeitablauf relativ konstant.

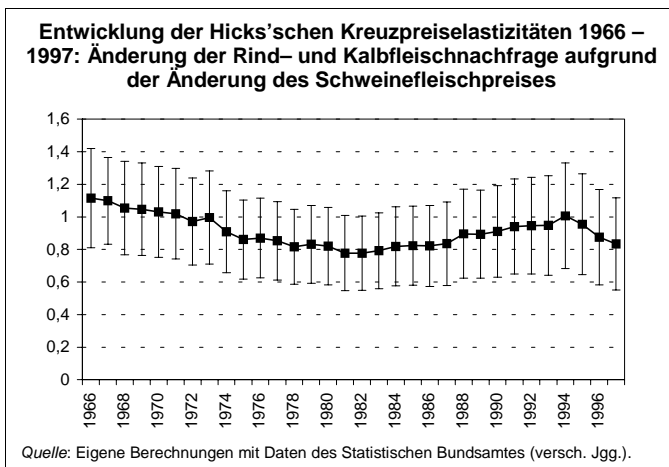


Abbildung 3

Ein Anstieg des Schweinefleischpreises führt c.p. bis 1978 zunächst zu einer Abnahme der Änderungen der Nachfrage nach Rind- und Kalbfleisch. Bis 1987 bleiben die Nachfrageänderungen von Rind- und Kalbfleisch c.p. aufgrund von Preisänderungen von Schweinefleisch tendenziell eher auf konstantem Niveau und steigen bis 1994 an. Seit dieser Zeit nehmen die Änderungen der Rind- und Kalbfleischnachfrage bei Anstieg des Schweinefleischpreises c.p. ab (vgl. Abb. 3). Vermutlich steht die Entwicklung seit 1994 in einer engen Verbindung zur verstärkten BSE-Berichterstattung in dieser Zeit (MAHLAU, 1999, S. 212 f.).

Aus Gegenüberstellungen vorliegender Analysen (vgl. z.B. RECKE, 1995; GRINGS, 1993; SOMMER, 1985) geht hervor, dass die berechneten Ergebnisse der Nachfrageanalyse nicht im Widerspruch zu den Ergebnissen bereits durchgeführter Studien zur Nahrungsmittelnachfrage stehen. Die vorliegenden Ergebnisse ähneln sowohl den Ergebnissen von Einzelgleichungsmodellen als auch von voll-

ständigen Nachfragesystemen. Je weniger Nahrungsmittel zu einem Aggregat zusammengefasst wurden, desto eher ist ein Vergleich der Ergebnisse möglich. Dadurch ist die Zusammensetzung von gleichen Subaggregaten wahrscheinlicher. Da die zweite Stufe einen geringeren Aggregationsgrad als die erste Stufe des Nachfragesystems aufweist, eignen sich die berechneten Elastizitäten der zweiten Stufe besser zu Vergleichen. Jedoch sollten diese Vergleiche nicht überbewertet werden, da empirische Ergebnisse von zahlreichen Faktoren, wie z.B. dem methodischen Ansatz und der Datengrundlage, abhängen und somit bei deren Veränderung nicht unbedingt stabil bleiben.

## 5 Schlussfolgerungen

Die Entwicklung und Schätzung eines Nachfragemodells ermöglichte eine Analyse der Nachfrage der Konsumenten nach Nahrungsmitteln, insbesondere nach Fleisch und Fisch, in der Bundesrepublik Deutschland. Die durchgeführten Fehlspezifikationstests geben keine Hinweise auf mögliche Fehlspezifikationen, die auf Unzulänglichkeiten des Modells weisen. Das empirisch geschätzte Nachfragesystem ist für den Schätzzeitraum theoretisch konsistent, die berechneten Ergebnisse lassen sich demnach im Sinne der Nachfragetheorie interpretieren.

Die Berechnung der Elastizitäten diente der Quantifizierung der Reaktion der Nachfrage auf Einkommens- und Preisänderungen. Der hohe Aggregationsgrad der Gütergruppen der ersten Stufe erschwerte eine Interpretation der Ergebnisse. Infolgedessen sollte der Modellaufbau überarbeitet werden. Dabei sind Überlegungen zur Schätzbarkeit des Modells und die Datenverfügbarkeit zu berücksichtigen. Infolge des hohen Aggregationsgrades der Gütergruppen der ersten Stufe überwiegen unelastische Preisreaktionen. Sowohl die Eigenpreiselastizitäten als auch die Ausgabenelastizitäten der Nahrungsmittelgruppen der ersten Stufe sinken tendenziell im Zeitablauf mit Ausnahme der Ausgabenelastizitäten für die Gruppe Obst, Gemüse, Zerealien und Kartoffeln. Alle Ausgabenelastizitäten der Nahrungsmittelgruppen der zweiten Stufe, die einzelne Fleischarten und Fisch berücksichtigt, sind positiv. Zwischen Rind- und Kalbfleisch einerseits und Schweinefleisch andererseits besteht eine ausgeprägte Substituierbarkeit.

Bei der Spezifikation des Modells wurde deutlich, dass die Einflussfaktoren Einkommen und Preise im Beobachtungszeitraum immer stärker zurücktreten. Während sich bei den Daten zu Beginn des Beobachtungszeitraumes durch das LA/AIDS mit Erweiterungen der Bewley-Transformation und den Dummy-Variablen, um jahreszeitliche Schwankungen zu berücksichtigen, Theorie, Modell und Daten in Übereinstimmung bringen ließen, nahm die Unvollständigkeit und Unvollkommenheit der jeweiligen Übereinstimmung in den letzten Jahren zu. Dies belegen die durchgeführten Fehlspezifikationstests. Die Aufnahme einer Trendvariablen, die für beide Stufen des Modells erst ab Januar 1983 und nicht seit Beginn des Beobachtungszeitraumes berücksichtigt wurde, ermöglichte die Spezifikation von strukturellen Veränderungen. Dabei blieben die Ursachen für diese Veränderungen im Zeitablauf ungeklärt.

Bei den Berechnungen der Elastizitäten konnten steigende Konfidenzintervalle im Zeitablauf beobachtet werden, was eine abnehmende Zuverlässigkeit der Schätzung verdeutlicht. Es stellt sich die Frage, inwiefern lange Be-

obachtungszeiträume zu Konflikten mit der Nachfragetheorie führen und dadurch Entwicklungen nicht präzise abgebildet werden. Bei Unterteilung des langen Beobachtungszeitraumes könnten die Ergebnisse von Nachfrageschätzungen für kürzere Zeiträume hinsichtlich der Tests der Modellspezifikation und auch der Plausibilität der Ergebnisse verglichen werden. Allerdings ist die hohe Zahl der Freiheitsgrade bei langen Zeiträumen von Vorteil.

Die Einführung von Dynamik in ein AIDS wirft zwei verschiedene Probleme in Bezug auf die Konsistenz mit der ökonomischen Theorie auf. Das dynamische System sollte von einer geeigneten Kostenfunktion abgeleitet worden sein, und Verletzungen der Adding-up-Restriktion sind zu vermeiden. Daher empfehlen sich methodische Ansätze, die einen flexiblen Umgang mit Strukturveränderungen zulassen und eine Aktualisierung der Parameterschätzungen hinsichtlich des Strukturbruchs ermöglichen (CHAVAS, 1983, S. 148). Das Kalman-Filter-Modell stellt ein geeignetes Modell mit variierenden Parametern dar. Das Verfahren umfasst eine sukzessive Schätzung durch Hinzunahme jeweils einer neuen Beobachtung und nimmt eine Korrektur der bisherigen Schätzung mit Hilfe von Prognosefehlern vor (KENNEDY, 1994, S. 259 f.). Sogenannte „switching“-Modelle und Box-Cox-Transformationen ermöglichen ebenfalls den Umgang mit strukturellen Veränderungen. Schon allein die Identifikation der Nachfrageänderungen von Fleisch in der Bundesrepublik Deutschland bietet Ansätze für weitere Analysen.

#### Literaturverzeichnis

- ALSTON, J. M.; CHALFANT, J. A. (1991): Unstable models from incorrect forms. *American Journal of Agricultural Economics* 73, H. 4, S. 1171 – 1181.
- ALSTON, J. M.; CHALFANT, J. A. (1991a): Can we take the con out of meat demand studies? *Western Journal of Agricultural Economics* 16, H. 1, S. 36 – 48.
- ALSTON, J. M.; FOSTER, K. A.; GREEN, R. D. (1994): Estimating elasticities with the linear approximate almost ideal demand system: some Monte Carlo results. *Review of Economics and Statistics* 76, H. 2, S. 351 – 356.
- VON ALVENSLEBEN, R. (1997): BSE-Krise, Verbraucherverunsicherung und ihre Folgen. *Agrarwirtschaft* 46, H. 6, S. 213 – 214.
- ANDERSON, G., BLUNDELL, R. (1982): Estimation and hypothesis testing in dynamic singular equation systems. *Econometrica* 50, H. 6, S. 1559 – 1571.
- ANDERSON, G.; BLUNDELL, R. (1983): Testing restrictions in a flexible dynamic demand system: an application to consumers' expenditure in Canada. *Review of Economic Studies* 50, S. 397 – 410.
- ASCHE, F.; WESSELLS, C. R. (1997): On price indices in the almost ideal demand system. *American Journal of Agricultural Economics* 79, H. 4, S. 1182 – 1185.
- BARTEN, A. P. (1968): Estimating demand equations. *Econometrica* 36, H. 2, S. 213 – 251.
- BAUER, W. (1932): Einkommen und Fleischverbrauch. Vierteljahreshefte zur Konjunkturforschung, Sonderheft 28, Berlin, S. 20 – 42.
- BEWLEY, R. A. (1979): The direct estimation of the equilibrium response in a linear dynamic model. *Economics Letters* 61, H. 3, S. 357 – 361.
- BLACKORBY, CH.; LADY, G.; NISSEN, D.; RUSSELL R. R. (1970): Homothetic separability and consumer budgeting. *Econometrica* 38, H. 3, S. 468 – 472.
- BLANCIFORTI, L. A.; GREEN, R. D. (1983): An almost ideal demand system incorporating habits: an analysis of expenditures on food and aggregate commodity groups. *The Review of Economics and Statistics* 65, S. 511 – 515.
- BUSE, A. (1994): Evaluating the linearized almost ideal demand system. *American Journal of Agricultural Economics* 76, H. 4, S. 781 – 793.
- BUSE, A.; CHAN, W. H. (1998): Invariance, price indices and estimation in almost ideal demand Systems. University of Alberta, Department of Economics, Research Paper No. 98-3, May, Edmonton.
- CHALFANT, J. A. (1987): A globally flexible, almost ideal demand system. In: *Journal of Business and Economic Statistics* 5, H. 2, S. 233 – 248.
- CHALFANT, J. A.; ALSTON, J. M. (1988): Accounting for changes in tastes. *Journal of Political Economy* 96, H. 2, S. 391 – 410.
- CHALFANT, J. A.; GRAY, R. S.; WHITE, K. J. (1991): Evaluating prior beliefs in a demand system: the case of meat demand in Canada. *American Journal of Agricultural Economics* 73, H. 2, S. 476 – 490.
- CHAVAS, J.-P. (1983): Structural change in the demand for meat. In: *American Journal of Agricultural Economics* 65, H. 1, S. 148 – 153.
- CHEN, P. Y.; VEEMANN, M. M. (1991): An almost ideal demand system analysis for meats with habit formation and structural change. *Canadian Journal of Agricultural Economics* 39, H. 1, S. 223 – 235.
- DEATON, A. S. (1986): Demand Analysis. In: Griliches, Z.; Intriligator, M. D. (Hrsg.): *Handbook of econometrics*. Bd. III, Amsterdam, New York, Oxford, S. 1767 – 1839.
- DEATON, A. S.; MUELLBAUER, J. (1980): *Economics and consumer behavior*. Cambridge.
- DEATON, A. S.; MUELLBAUER, J. (1980a): An almost ideal demand system. *The American Economic Review* 70, H. 3, S. 312 – 326.
- EDGERTON, D. L.; ASSARSSON, B.; HUMMELMOSE, A.; LAURILA, I. P.; RICKERTSEN, K.; VALE, P. H. (1996): *The econometrics of demand systems. With applications to food demand in the nordic countries. Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics*. Vol. 34, Dordrecht, Boston, London.
- FILIP, J.; WÖHLKEN, E. (1984): Nachfrage nach Lebensmitteln in privaten Haushalten. Eine Auswertung der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1978. Band I: Analyseergebnisse für Nahrungsmittel tierischer Herkunft und Nahrungsfette. Schriftenreihe des Bundesministers für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten. Reihe A: Angewandte Wissenschaft Heft 304. Münster-Hiltrup.
- GODFREY, L. G. (1988): Misspecificationtests in econometrics. The Lagrange multiplier principle and other approaches. Cambridge.
- GREENE, W. H. (1997): *Econometric Analysis*. New Jersey.
- GRINGS, M. (1993): Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln in Ost- und Westdeutschland. Vergleichende Analyse auf der Grundlage eines ökonomischen Modells. Habilitationsschrift. Universität Göttingen.
- GUJARATI, D. N. (1995): *Basic econometrics*. New York.
- GUNDLACH, E. (1993): Die Dienstleistungsnachfrage als Determinante des wirtschaftlichen Strukturwandels. Siebert, H. (Hrsg.): *Kieler Studien*. Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel. 252, Tübingen.
- HANSEN, G. (1993): *Quantitative Wirtschaftsforschung*. München.
- HELMBERGER, P. G.; CHAVAS, J.-P. (1996): *The economics of agricultural prices*. New Jersey.
- HENNING, CH.; MICHALEK, J. (1992): Innovatives Konsumverhalten für Nahrungsmittel? Ableitung und Schätzung eines auf Nahrungsmittel fokussierten kompletten Nachfragesystems unter Berücksichtigung von zeitlichen Präferenzänderungen. *Agrarwirtschaft* 41, H. 11, S. 330 – 342.
- HENRICHSMAYER, W.; WITZKE, H. P. (1991): *Agrarpolitik*. Band 1. Agrarökonomische Grundlagen. UTB für Wissenschaft: Uni-Taschenbücher; 1651: Agrarwissenschaften. Stuttgart.
- KENNEDY, P. (1994): *A Guide to Econometrics*. Oxford.
- KOUTSOYIANNIS, A. (1973): *Theory of econometrics. An introductory exposition of econometric methods*. London and Basingstoke.
- LAITINEN, K. (1978): Why is demand homogeneity so often rejected? *Economics Letters* 1, S. 187 – 191.
- MAHLAU, G. (1999): Das Image der Landwirtschaft. Ein Vergleich zwischen Medienberichterstattung, Bevölkerungsmeinung und Realität. Kutsch, T. (Hrsg.): *Bonner Studien der Wirtschaftssoziologie*. Band 11. Witterschlick, Bonn.
- MANSER, M. E. (1976): Elasticities of demand for food: An analysis using nonadditive utility functions allowing for habit formation. *Southern Economic Journal* 43, S. 879 – 891.
- MCGUIRK, A. M.; DRISCOLL, P.; ALWANG, J. (1993): Misspecification testing: a comprehensive approach. *American Journal of Agricultural Economics* 75, H. 4, S. 1044 – 1055.
- MOREY, E. R. (1986): An introduction to checking, testing, and imposing curvature properties: the true function and the estimated function. *Canadian Journal of Economics* 19, H. 2, S. 207 – 235.
- MOSCHINI, G. (1995): Units of measurement and the stone index in demand system estimation. *American Journal of Agricultural Economics* 77, H. 1, S.63 – 68.
- MOSCHINI, G.; MELKE, K. D. (1989): Modeling the pattern of structural change in U.S. meat demand. *American Journal of Agricultural Economics* 71, H. 2, S. 253 – 261.
- MOSCHINI, G.; MORO, D. (1996): Structural change and demand analysis: a cursory review. *European Review of Agricultural Economics* 23, H. 3, S. 239 – 261.