

**Die Bedeutung von Veränderungen der Nachfrage für die Wettbewerbsfähigkeit des  
Agrarsektors: Erste Ergebnisse einer neuen Nachfrageschätzung**

Referat

von

Susanne WILDNER

Stephan von CRAMON-TAUBADEL

Institut für Agrarökonomie der Christian-Albrechts-Universität Kiel,  
Olshausenstraße 40, 24098 Kiel  
Tel.: (04 31) 880 44 33, Fax: (04 31) 880 44 14  
Institut für Agrarökonomie der Georg-August-Universität Göttingen,  
Platz der Göttinger Sieben 5, 37073 Göttingen  
Tel.: (05 51) 39 28 72, Fax: (04 31) 39 48 12

Vierzigste Jahrestagung der Gesellschaft  
für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues  
vom 4. bis 6. Oktober 1999 in Kiel

Tagungsthema:

„Wettbewerbsfähigkeit und Unternehmertum in der Land- und Ernährungswirtschaft“

# **Die Bedeutung von Veränderungen der Nachfrage für die Wettbewerbsfähigkeit des Agrarsektors: Erste Ergebnisse einer neuen Nachfrageschätzung**

von S. WILDNER, S. von CRAMON-TAUBADEL<sup>1</sup>

## **1. Einleitung und Vorstellung des Forschungsvorhabens**

In Anlehnung an FREEBAIRN (1986) definieren FROHBERG & HARTMANN (1997) Wettbewerbsfähigkeit als „... an indicator of the ability to supply goods and services in the location and form and at the time they are sought by buyers, at prices that are as good as or better than those of other potential suppliers, while earning at least the opportunity cost of returns on resources employed.“ Aus dieser Definition geht hervor, daß Wettbewerbsfähigkeit nicht nur auf der Angebotsseite, mit anderen Worten durch Faktoren wie Produktionskosten und Effizienz, bestimmt wird, sondern auch von der Nachfrage abhängt. Vorstellbar ist z.B., daß eine Firma, die in einer Ausgangssituation wettbewerbsfähig ist, durch eine strukturelle Veränderung der Nachfrage trotz unveränderter Produktionskosten und Technologie ihre Wettbewerbsfähigkeit verliert. So wird der Rückgang der Nachfrage nach Rindfleisch in Deutschland und der EU insgesamt über Preisdruck zu einer reduzierten Wettbewerbsfähigkeit vieler Rindfleisch erzeugenden Betriebe geführt haben. Für die Analyse der Wettbewerbsfähigkeit sind somit nicht nur Produktionskostenvergleiche<sup>2</sup> vonnöten, sondern auch fundierte Nachfrageanalysen.

Das Anliegen dieser Arbeit ist es, vorläufige Ergebnisse der Schätzung eines Nachfragesystems für Nahrungsmittel bzw. Nahrungsmittelgruppen in Deutschland zu präsentieren.

Die vorliegende Arbeit ist Bestandteil eines Forschungsvorhabens der Europäischen Union, das in den fünf Ländern Großbritannien, Norwegen, Spanien, Deutschland und Frankreich derzeit bearbeitet wird. Das Ziel des Projektes besteht darin, das Gesundheitsbewußtsein der Konsumenten zu erfassen und mögliche Reaktionen der Nachfrage nach Lebensmitteln auf diesem Bewußtsein zu quantifizieren. Das Gesundheitsbewußtsein der Konsumenten, das durch Aufnahme von Gesundheitsinformationen entsteht, wird durch einen sogenannten Gesundheitsinformationsindex quantifiziert. In diesem Index werden Informationen aus medizinischen Fachzeitschriften registriert, die einen Zusammenhang zwischen Ernährungsgewohnheiten (z.B. Aufnahme von Cholesterin) und ernährungsabhängigen Krankheiten (Arteriosklerose) aufweisen. Der Index wird als exogene Variable in einer AIDS-Schätzung aufgenommen, um den Einfluß des Gesundheitsbewußtseins auf die Nachfrage nach Lebensmitteln zu quantifizieren. Vor dem Hintergrund, daß die Ernährungsgewohnheiten der Konsumenten sowie auch ihre Beschäftigung mit Ernährungs- und Gesundheitsthemen in einzelnen EU-Ländern divergieren, soll die parallele Durchführung des Projektes in mehreren EU-Ländern interessante Vergleiche ermöglichen und auch Rückschlüsse darüber, ob es durch gezielte Informationskampagnen möglich wäre, das Gesundheitsbewußtsein, Ernährungsgewohnheiten und schließlich auch die Gesundheit zu beeinflussen.

---

<sup>1</sup> Dipl. oec. troph. Susanne Wildner, Institut für Agrarökonomie der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel, Olshausenstraße 40, 24098 Kiel und Prof. Dr. Stephan von Cramon-Taubadel, Institut für Agrarökonomie der Georg-August-Universität zu Göttingen, Platz der Göttinger Sieben 5, 37073 Göttingen.

<sup>2</sup> Vgl. z.B. BICKERT (1999).

## 2. Methodisches Vorgehen

### 2.1 Die AIDS-Methode

Die ökonometrische Schätzung von Nachfragebeziehungen in Deutschland konzentrierte sich zunächst auf die Eingleichungsmethodik zur Messung von Elastizitäten.<sup>3</sup> Dies scheint nicht verwunderlich, da das Elastizitätenkonzept leicht verständlich sowie dimensionslos ist. Zudem können die Elastizitäten direkt als Parameter linearer Regressionsgleichungen in logarithmierter Form abgelesen werden. Frühere Analysen versuchten nicht, den Bedingungen der Nachfragetheorie wie beispielsweise der Budgetbeschränkung zu genügen.

Die mikroökonomische Theorie des Haushalts unterstellt, daß sich der repräsentative Konsument bei seinen Nachfrageentscheidungen so verhält, als ob er seinen Nutzen unter Berücksichtigung einer Budgetbeschränkung maximieren würde. Für die ökonomische Analyse des Konsumentenverhaltens spielt dabei die tatsächliche Existenz einer Nutzenfunktion keine Rolle. Von Interesse erscheint vielmehr, ob die Annahme der Nutzenmaximierung bessere Vorhersagen über das Konsumentenverhalten gestattet als Konzepte, die ohne Nutzenfunktion auskommen (PHLIPS, 1983). Die Annahme der Nutzenmaximierung dient demzufolge lediglich als ein Instrument, mit dessen Hilfe eine Erklärung für die Realität, so wie sie sich in den wirtschaftlichen Daten widerspiegelt, geliefert werden soll.

Ein Vorteil dieses theoretischen Konzepts gegenüber eher pragmatischen Ansätzen<sup>4</sup> besteht darin, daß die aus einer Nutzenfunktion abgeleiteten Nachfragefunktionen einer Vielzahl von Restriktionen unterliegen, die empirisch falsifiziert werden können. Zu diesen Restriktionen zählen 1. die Adding-up-Restriktion, daß die mit den Budgetanteilen gewichtete Summe der Ausgabenelastizitäten gleich Eins ist, 2. die Homogenitätsrestriktion, daß die Summe der Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten gleich Null ist, 3. die Symmetriebedingung, daß die mit den Budgetanteilen gewichteten kompensierten Kreuzpreiselastizitäten identisch sind und 4. die Negativitätsrestriktion, daß die kompensierten Nachfragefunktionen einen fallenden Verlauf aufweisen. Werden diese Bedingungen nicht erfüllt, können die geschätzten Koeffizienten nicht als Ausdruck eines Optimierungsverhaltens interpretiert werden. Die Theorie des Haushalts muß immer dann als falsifiziert gelten, wenn ausgeschlossen werden kann, daß die Nichterfüllung der Restriktionen nicht durch eine Fehlspezifikation der Schätzgleichung bedingt ist.<sup>5</sup> Genaugenommen läßt sich das Konsumentenverhalten nicht mit Schätzansätzen erklären, deren Implikationen im Widerspruch zu den Restriktionen des Haushalts stehen, ohne dabei die Annahme aufzugeben, daß sich die Individuen bei ihren Nachfrageentscheidungen am ökonomischen Prinzip orientieren.

Zunächst geht es darum, den Schätzansatz so zu formulieren, daß die Hypothese der Gültigkeit der Restriktionen falsifiziert werden kann. Diesen Anforderungen genügt beispielsweise das AIDS (Almost Ideal Demand System) (DEATON & MUELLBAUER, 1980), das für die empirische Analyse im Rahmen des oben beschriebenen EU-Projektes gewählt wurde. Der Vorteil gegenüber den anderen Nachfragesystemen liegt aus ökonometrischer Sicht darin, daß es fast vollständig („Almost“) in linearen Gleichungen formuliert werden kann (GUNDLACH, 1993). Das AIDS läßt sich aus folgender logarithmierten Kostenfunktion ableiten:

---

<sup>3</sup> Eine der ersten ökonometrischen Untersuchungen zur Nahrungsmittelnachfrage in der Bundesrepublik, die auf der Schätzung von Einzelgleichungen basiert, stammt von GOLLNICK (1954). Die Analyse bezog sich auf die Produktgruppen Eier, Käse, Fleisch, Butter sowie Margarine. Einen Überblick über Untersuchungen der Nahrungsmittelnachfrage in Deutschland (Methoden, Produkte und Zeiträume) bietet WILDNER (1999).

<sup>4</sup> Beispielhaft zu nennen wäre die Annahme einer in Preisen und Einkommen lineare Nachfragefunktion, die implizit eine bestimmte Form der Nutzenfunktion unterstellt (PHLIPS, 1983).

<sup>5</sup> Ob dies in der Praxis jemals gänzlich ausgeschlossen kann, ist aber fraglich. S. hierzu DAVIS (1997).

$$\log c(u, p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j + u \beta_0 \prod p_k^{\beta_k}, \quad (1)$$

mit  $c$  = Kosten,  
 $p_i$  = Preis,  
 $u$  = Nutzen und  
 $\alpha$ ,  $\beta$  und  $\gamma$  = Parameter.

Wird diese Kostenfunktion unter Berücksichtigung der Budgetrestriktion maximiert, ergeben sich Bedingungen erster Ordnung, die zu dem folgenden Gleichungssystem führen:

$$\frac{p_i q_i}{x} \equiv w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(x/P), \quad i=1, \dots, n, \quad (2)$$

mit  $x$  = Gesamtausgaben,  
 $w$  = Budgetanteil und  
 $P$  = ein Preisindex aller Güter definiert als:

$$\log P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \log p_k \log p_j. \quad (3)$$

Nutzenmaximierung und die Budgetrestriktion  $x = \sum_i p_i q_i$  (bzw.  $\sum_i w_i = 1$ ) führen zu folgenden Bedingungen:

$$\sum_k \alpha_k = 1, \quad \sum_k \beta_k = 0, \quad \sum_k \gamma_{kj} = 0 \quad (\text{Adding-up}), \quad (4)$$

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

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

$$k_{ij} = \gamma_{ij} + \beta_i \beta_j (\ln(x/P)) - \delta_{ij} w_i + w_i w_j \quad (7)$$

mit  $\delta_{ij}$  = Kroneckers Delta

und die Matrix  $K$  mit den Elementen  $k_{ij}$  ist negativ semidefinit (Negativität).

Als lineare Näherung an das Nachfragesystem wird in empirischen Anwendungen häufig in Gleichung (3) Stone's Index  $P^*$ :

$$\log P^* = \sum_k w_k \log p_k \quad (8)$$

statt  $P$  herangezogen. Die Gleichungen (2) lauten dann:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(x/P^*) \quad (9)$$

was als Linear Approximate/Almost Ideal Demand System (LA/AIDS) bezeichnet wird. Die Schätzung wird hierdurch erheblich vereinfacht, da das System nun linear in den Koeffizienten ist.

Das AIDS vereint eine Vielzahl positiver Eigenschaften, da es „...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, 1980). Außerdem ist das System indirekt nichtadditiv, d.h., es läßt zu, daß durch den Konsum eines Gutes der Grenznutzen eines anderen Gutes beeinflusst werden kann (BLANCIFORTI & GREEN, 1983).

Die Einkommenselastizität der Nachfrage  $\eta_i$  nach Gut  $i$  läßt sich wie folgt anhand der geschätzten Parameter aus (9) ableiten.

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i}. \quad (10)$$

Weiterhin können für das LA/AIDS die unkompenzierten

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\gamma_{ij} - \beta_i w_j}{w_i} - \delta_{ij} \quad (11)$$

und die kompenzierten Preiselastizitäten

$$\tilde{\varepsilon}_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} + w_j - \delta_{ij} \quad (12)$$

abgeleitet werden.

Die Preis- und Ausgaben- bzw. Einkommenselastizitäten im AIDS sind nicht konstant, sondern variieren mit den Gesamtausgaben bzw. Einkommen. Bei konstanten relativen Preisen und  $\eta_i > 1$  nimmt z.B. der Ausgabenanteil für ein Gut  $i$  mit steigenden Gesamtausgaben zu. Das heißt, je reicher Konsumenten werden, desto weniger Luxusgüter gibt es. Umgekehrt nimmt im AIDS aber die Ausgabenelastizität (vgl. Gleichung 10) für ein Gut  $j$  mit  $\eta_i < 1$  nicht mit steigenden Gesamtausgaben zu, sondern ab. Dieser Zusammenhang stellt eine plausible Implikation des AIDS dar; schließlich läßt sich beispielsweise ein sinkender Ausgabenanteil für Nahrungsmittel mit steigenden Gesamtausgaben in der Realität beobachten (GUNDLACH, 1993).

Die Unterscheidung der Datenquellen besitzt für die Interpretation von Elastizitäten große Bedeutung. Zeitreihenmessungen geben die Variation der Nachfrage über die Zeit bei variierenden Durchschnittseinkommen und Durchschnittspreisen an. Bei Zeitreihendaten wird die Gütermenge über die Zeit als homogen angesehen. Dies setzt voraus, daß keine großen Veränderungen in der (mittleren) Produktqualität im Zeitablauf stattfinden. Daher werden Elastizitäten aus Zeitreihendaten als kurzfristig interpretiert (RICKERTSEN & VALE, 1996).

## 2.2 Zur Nutzung des Gesundheitsinformationsindizes

Neben der Spezifizierung und Schätzung von möglichst identischen bzw. vergleichbaren AIDS-Nachfragesystemen für Nahrungsmittel in den o.g. Mitgliedsländern der EU ist es ein wesentliches Anliegen des Projektes, Gesundheitsinformationsindizes (GII) als Maßstab für das Bewußtsein der Konsumenten über den Zusammenhang zwischen Ernährung und Gesundheit in diesen Modellen zu integrieren.

In der Literatur existieren verschiedene Ansätze zur Entwicklung von GII. BROWN & SCHRADER (1990) entwickelten erstmalig einen Index basierend auf Informationen über Cholesterin. Alle Artikel der US-amerikanischen medizinischen Fachliteratur wurden aufgenommen, die eine Verbindung zwischen Cholesterin und Herzerkrankungen enthielten. Der Index ergab sich aus der kumulativen Anzahl der Artikel, die einen Zusammenhang zwischen Cholesterin und Herzerkrankungen belegten (positive Artikel), minus der Artikel, die diesen Zusammenhang in Frage stellten bzw. widerlegten (negative Artikel). Folgende Annahmen wurden bei der Anwendung des GII umgesetzt:

- Sämtliche derzeitige Informationen über Cholesterin werden veröffentlicht;
- es spielt keine Rolle, zu welchem Zeitpunkt ein Artikel erscheint, alle Informationen sind von gleichem Wert; und
- die veröffentlichte Information benötigt sechs Monate, um an den Konsumenten übertragen zu werden (über Beratungsstellen, populäre Medien usw.).

Methodisch bleibt anzumerken, daß das  $R^2$  einer Regression zwischen diesem Index und einem Trend 0.985 betrug (CHERN & ZUO, 1997). Dieser Index wurde nachfolgend zu weiteren Analysen herangezogen. CHANG & KINNUCAN (1991) zogen aus der kanadischen Fachliteratur Artikel hinzu und untersuchten die Nachfrage nach Butter. CAPPS & SCHMITZ (1991) konzentrierten sich auf die Nahrungsmittelgruppen Fleisch und Fisch, wobei der GII in einem Rotterdam-Modell Berücksichtigung fand. Arbeiten zur Nahrungsmittelgruppe der Fette und Öle entstanden von YEN & CHERN (1992) sowie CHERN, LOEHMANN & YEN (1995). KINNUCAN, XIAO, HSIA & JACKSON (1997) bezogen die Schätzung des Rotterdam-Modells auf Fleisch und Fisch, wobei ebenfalls der GII von BROWN & SCHRADER (1990) einbezogen wurde.

Eine sehr umfassende Diskussion der Entwicklung von GII liefern CHERN & ZUO (1997), die über Fette und Cholesterin hinaus einen GII für Kalzium entwickeln. Dabei postulieren die Autoren, daß der Index in Periode  $t$  die gewichtete Summe der relevanten Veröffentlichungen seit Periode  $t-i$  ist. Mit dieser Methode können nicht nur carry-over-Effekte, mit anderen Worten, die Tatsache, daß neu veröffentlichte Informationen über einen längeren Zeitraum Wirkung zeigen, sondern auch die Abschwächung dieser Wirkung im Zeitablauf berücksichtigt werden. Der Verlauf dieses Indizes unterscheidet sich deutlich von dem von BROWN & SCHRADER (1991) entwickelten Index und ebenfalls von einem Trend (CHERN & ZUO, 1997).<sup>6</sup>

Im Rahmen des oben genannten EU-Projekts wurde ein europäischer GII entwickelt, der auf englischsprachiger Fachliteratur aufbaut (RICKERTSEN, 1999). Wir haben im Rahmen unseres Projektbeitrages die Entscheidung getroffen, einen speziellen GII für Deutschland zu entwickeln, da plausibel erscheint, daß im deutschsprachigen Raum eventuell andere Informationen über den Zusammenhang zwischen Ernährung und Gesundheit veröffentlicht werden als im angelsächsischen Raum bzw., daß Informationen aus der internationalen Forschung eventuell erst mit Verzögerung in deutscher Sprache erscheinen. In der Tat zeigt ein Vergleich des deutschen mit dem EU-Index (Abbildung 1), daß der deutsche Index einen signifikant unterschiedlichen Verlauf nimmt. Noch liegen keine definitiven Ergebnisse über die Lag-Struktur vor, die bei der Aufnahme des GII in dem zu schätzenden Nachfragesystem verwendet werden soll. Eindeutige theoretische Hinweise über die maximale Verweildauer von Informationen existieren nicht. Um eine ad-hoc-Vorgehensweise und die Gefahr von 'data mining' zu vermeiden, könnte eventuell ein Ansatz wie das Almon-Lag-Scheme verwendet werden (ALMON, 1965). Hierüber wird demnächst mit den Partnern im EU-Projekt diskutiert.

### 2.3 Daten

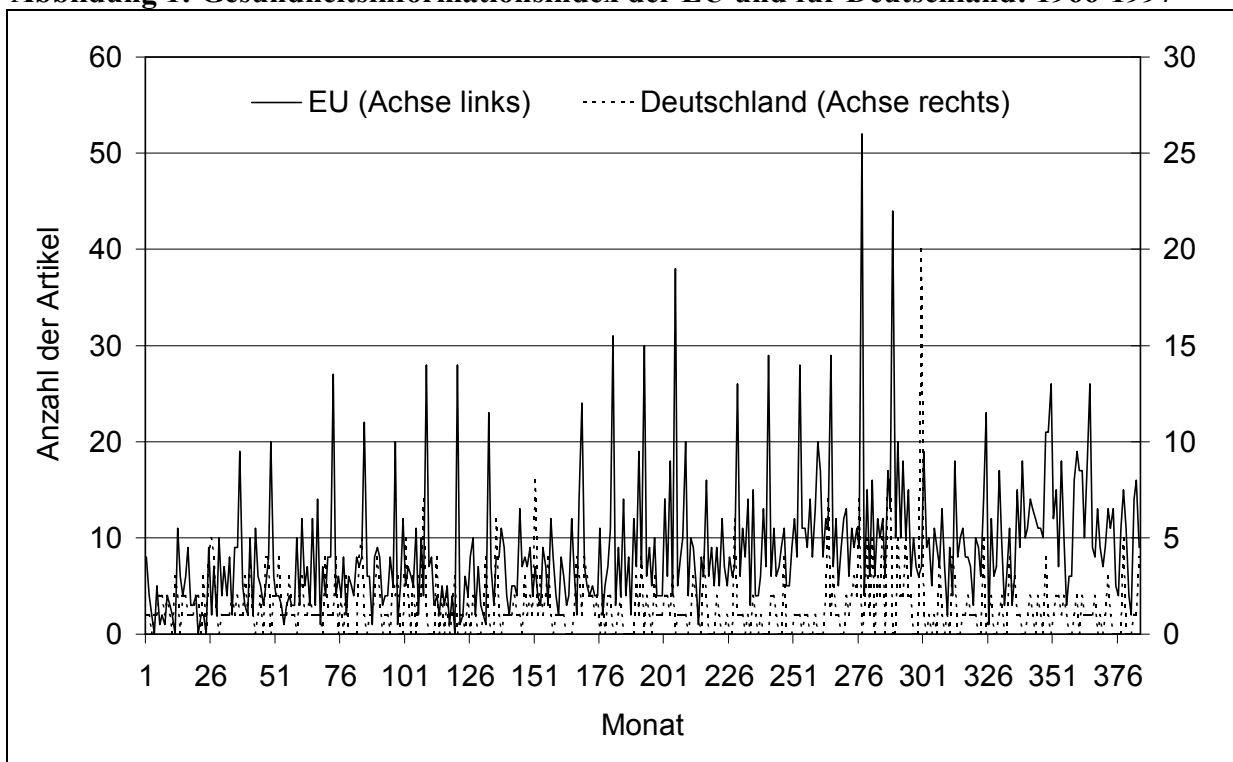
Die Daten für die empirische Untersuchung entstammen den 'Laufenden Wirtschaftsrechnungen: Einnahmen und Ausgaben ausgewählter Haushalte' (STATISTISCHES BUNDESAMT, 1996 und weitere Jgg.). Die Schätzung des Nachfragesystems erfolgt in zwei Stufen. Die erste Stufe umfaßt sechs aggregierte Gütergruppen: 1. Fleisch und Fisch; 2. Milch, Käse und Eier; 3. Fette und Öle; 4. Cerealien, Obst, Gemüse und Kartoffeln; 5. Sonstige Nahrungsmittel und Getränke und 6. Andere 'non-durables'. Auf der zweiten Stufe wird die erste Gruppe in fünf Unterkategorien disaggregiert: 1. Rind- und Kalbfleisch; 2. Schweinefleisch;

---

<sup>6</sup> Speziell unterstellen die Autoren eine kubische Lag-Verteilungsfunktion. KIM & CHERN (1997) veränderten den Gewichtungsfaktor, indem sie eine geometrisch-abnehmende Gewichtungsfunktion unterstellten.

3. Geflügel; 4. Wurst- und Wurstwaren, Schinken, Speck, Rauch- und Kaiserfleisch und 5. Fische und -filets.

**Abbildung 1: Gesundheitsinformationsindex der EU und für Deutschland: 1966-1997**



Quelle: Eigene Berechnungen und RICKERTSEN (1999).

Die Zusammensetzung der einzelnen Gruppen wird durch die Datenverfügbarkeit und die notwendigen Absprachen mit den Partnern im EU-Projekt beeinflusst. Geringfügige Abweichungen einzelner Produktgruppen ergeben sich zwangsweise durch Veränderungen der statistischen Grundlage in den Jahren 1976 und 1986. Der relativ lange Zeitraum von 1966 bis 1997 erweist sich hierbei als problematisch, da in diesem Zeitraum wiederholt Neuabgrenzungen der Haushalte und Anpassungen an die neue 'Systematik der Einnahmen und Ausgaben der privaten Haushalte' vorgenommen wurden. Diese Änderungen sind verständlich, da sie veränderte Konsumgewohnheiten über die Zeit widerspiegeln, erschweren allerdings die Bildung kontinuierlicher Zeitreihen. So konnte z.B. die Gruppe der ‚non-durables‘ erst ab 1976 aufgenommen werden. Daraus ergibt sich eine Schätzung des Nachfragesystems auf der ersten Stufe für den Zeitraum von 1976 bis 1997, auf der zweiten Stufe von 1966 bis 1997. Auf die Problematik der Anwendung der Daten der Laufenden Wirtschaftsrechnungen gehen KUNZ & EULER (1972) und STATISTISCHES BUNDESAMT (1996) ein.

### 3. Vorstellung erster Ergebnisse

Da die Darstellung aller Ergebnisse den Rahmen dieses Beitrags sprengen würde, wird in dieser Arbeit nur auf die Ergebnisse für den Haushaltstyp III eingegangen. Im Folgenden werden Schwierigkeiten, die sich bei den Schätzungen ergeben haben, andiskutiert und erste Ergebnisse mit früheren Resultaten verglichen.

#### 3.1 Methodische Problemstellungen

Aufgrund der Adding-up-Bedingung kann eine beliebige Gleichung des Systems bei der Schätzung vernachlässigt werden. Bei der vorliegenden Schätzung wurde auf der ersten Stufe die Gruppe der Fette und Öle und auf der zweiten Stufe die Gruppe Geflügelfleisch weggelassen. Beiden Stufen des Nachfragesystems wurden Homogenitäts- und Symmetriebedingungen

aufgelegt. Bei Schätzung des Systems ohne Homogenitäts- und Symmetriestruktion und Anwendung des Likelihood-Verhältnis-Tests wird auf beiden Stufen Homogenität angenommen, Symmetrie hingegen abgelehnt. Ferner treten bei der Verwendung der monatlichen Daten autokorrelierte Residuen auf.<sup>7</sup> Durch eine Erweiterung der einzelnen Gleichungen um alle entsprechenden, verzögerten Budgetanteile  $w_{i-1}$ ,  $w_{i-2}$ ,  $w_{i-12}$  als Instrumentvariablen gemäß der BEWLEY-Transformation konnte diese Autokorrelation in beiden Stufen der Schätzung beseitigt werden (vgl. HANSEN, 1993).<sup>8</sup> Schließlich wurde die Negativitätsbedingung überprüft. Konkavität der Kostenfunktion bedeutet, daß die Hessische Matrix negativ semidefinit ist. Für die erste Stufe des Nachfragesystems konnte dies im Durchschnitt sowie für über 60% der einzelnen Datenpunkte nachgewiesen werden. Auf der zweiten Stufe konnten keine signifikanten Parameter der Gruppe Geflügelfleisch geschätzt werden, so daß auch keine signifikante, negative Preiselastizität für diese Gruppe errechnet werden konnte (notwendige Bedingung). Entsprechend konnte keine Konkavität der Kostenfunktion aufgezeigt werden.

Zunächst werden die Ergebnisse der ersten Stufe des Nachfragesystems vorgestellt. Der GII für Deutschland (kontemporär sowie die ersten vier Verzögerungen) wurde als exogene Variable aufgenommen. In Tabelle 1 werden die geschätzten Parameter präsentiert (t-Werte in Klammern).

**Tabelle 1: Geschätzte Parameter des Nachfragesystems (Stufe 1, Haushaltstyp III)**

	Variablen	Fleisch	Milch, Käse, Eier	Nichtnahrungsmittel	Cerealien, Obst usw.	Sonst. Nahrungsm.	Fette, Öle
$\alpha$	Konstante	0,067 (52,988)	0,042 (37,766)	0,801 (288,591)	0,054 (34,718)	0,028 (22,047)	0,007 (19,220)
$\gamma$	Fleisch	-0,01 (-1,204)	0,020 (2,986)	0,010 (-0,900)	-0,013 (-1,836)	0,013 (2,767)	0,011 (-0,325)
	Milch, Käse, Eier	0,020 (2,986)	0,064 (5,449)	-0,063 (-5,823)	-0,025 (-3,151)	0,009 (1,757)	-0,003 (-1,162)
	Nichtnahrungsmittel	0,010 (-0,900)	-0,063 (-5,823)	0,102 (5,172)	-0,0005 (-0,044)	-0,025 (-3,008)	-0,004 (-1,076)
	Cerealien, Obst usw.	-0,013 (-1,836)	-0,025 (-3,151)	-0,0005 (-0,044)	0,051 (5,503)	0,0046 (-0,784)	-0,008 (-3,537)
	Sonst. Nahrungsmittel	0,013 (2,767)	0,009 (1,757)	-0,025 (-3,008)	0,0046 (-0,784)	0,004 (0,631)	0,004 (2,274)
	Fette, Öle	0,011 (-0,325)	-0,003 (-1,162)	-0,004 (-1,076)	-0,008 (-3,537)	0,004 (2,274)	0,007 (19,220)
$\beta$		-0,061 (-7,832)	-0,048 (-8,513)	0,196 (11,073)	-0,044 (-4,137)	-0,037 (-5,265)	-0,006 (-2,986)
	GII <sub>t</sub>	0,0000006 (0,003)	0,0001 (0,779)	0,00005 (0,112)	-0,0001 (-0,377)	-0,00002 (-0,120)	-0,00004 (-0,868)
	GII <sub>t-1</sub>	-0,0002 (0,110)	-0,0002 (-1,286)	-0,00001 (-0,029)	0,0004 (1,323)	-0,0005 (-2,136)	0,00008 (1,777)
	GII <sub>t-2</sub>	-0,0001 (-0,503)	-0,000003 (-0,022)	-0,00002 (-0,059)	0,0005 (1,601)	-0,0007 (-2,595)	-0,00003 (-0,696)
	GII <sub>t-3</sub>	-0,0002 (-1,158)	0,0002 (1,22)	0,0004 (1,006)	-0,0004 (-1,606)	0,0002 (0,645)	0,00002 (0,577)
	GII <sub>t-4</sub>	0,0001 (0,707)	-0,000007 (-0,053)	0,00003 (0,069)	0,0001 (0,381)	-0,0003 (-1,278)	0,00003 (-0,899)
	R <sup>2</sup>	0,896	0,647	0,850	0,363	0,318	0,968

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten des STATISTISCHEN BUNDESAMTES (versch. Jgg.).

<sup>7</sup> Zur Ablehnung der Symmetriebedingung unter Berücksichtigung von Autokorrelation erster Ordnung siehe SIENKNECHT (1986).

<sup>8</sup> Infolge der Anwendung der BEWLEY-Transformation erfolgt eine starke Herabsetzung der Bestimmtheitsmaße.



Der GII für Deutschland ergab für keine Nahrungsmittelgruppe auf dem 5%-Niveau signifikante Ergebnisse. Ebenfalls wird auf der zweiten Stufe der GII für Deutschland und vier Verzögerungen des Indizes aufgenommen (Tabelle 2, t-Werte in Klammern).

**Tabelle 2: Geschätzte Parameter des Nachfragesystems (Stufe 2, Haushaltstyp III)**

	Variablen	Rind-, Kalbfleisch	Schweinefleisch	Wurst, Wurstwaren	Fisch, Fischfilets	Geflügelfleisch
$\alpha$	Konstante	0,067 (52,988)	0,219 (30,545)	0,585 (153,665)	0,038 (18,884)	0,071 (22,978)
$\gamma$	Rind-, Kalbfleisch	-0,066 (-2,052)	0,200 (8,659)	-0,031 (-1,596)	-0,056 (-8,248)	-0,047 (-4,878)
	Schweinefleisch	0,200 (8,659)	-0,106 (-4,217)	-0,092 (-4,932)	-0,002 (-0,313)	-0,001 (-0,124)
	Wurst, Wurstwaren	-0,031 (-1,596)	-0,092 (-4,932)	0,118 (3,999)	0,027 (4,664)	-0,022 (-2,472)
	Fisch, Fischfilets	-0,056 (-8,248)	-0,002 (-0,313)	0,027 (4,664)	0,017 (6,493)	0,014 (4,736)
	Geflügelfleisch	-0,047 (-4,878)	0,092 (4,899)	-0,022 (-2,472)	0,014 (4,736)	0,057 (10,044)
$\beta$		0,109 (6,671)	-0,048 (-8,513)	-0,150 (-10,917)	-0,037 (-6,742)	-0,013 (-1,568)
	GII <sub>t</sub>	0,002 (1,590)	0,0006 (0,443)	-0,002 (3,259)	-0,0001 (-0,312)	-0,0001 (-0,213)
	GII <sub>t-1</sub>	-0,0003 (-0,312)	-0,001 (0,795)	-0,0001 (-0,176)	-0,0004 (-0,096)	-0,0005 (-1,158)
	GII <sub>t-2</sub>	0,003 (2,981)	-0,002 (-1,306)	-0,002 (-2,516)	-0,00003 (-0,091)	0,00003 (0,057)
	GII <sub>t-3</sub>	0,0007 (0,711)	-0,0007 (-0,644)	0,0001 (-0,178)	0,0006 (1,896)	-0,0005 (-1,305)
	GII <sub>t-4</sub>	0,002 (1,798)	0,002 (1,297)	-0,002 (-3,013)	-0,0008 (-2,160)	-0,0008 (-1,431)
	R <sup>2</sup>	0,320	0,053	0,649	0,193	0,573

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten des STATISTISCHEN BUNDESAMTES (versch. Jgg.).

Der GII für Deutschland ergab signifikante Ergebnisse auf dem 5%-Niveau für die Gruppe Rind- und Kalbfleisch bei  $t-2$ , für Wurst und Wurstwaren bei  $t$ ,  $t-2$  und  $t-4$ , sowie für Fisch und Fischfilets bei  $t-4$ . Deutlich wird, daß die Einarbeitung des Indizes weiterführende Überlegungen erfordert, um die Plausibilität der Ergebnisse zu gewährleisten.

Für den Zeitraum zwischen 1976 (bzw. 1966) und 1997 ergaben sich folgende, mittlere Gesamtausgaben- und Marshall'sche Elastizitäten (Tabellen 3 und 4, t-Werte in Klammern).

**Tabelle 3: Marshall'sche Ausgaben- und Preiselastizitäten (Stufe 1, Haushaltstyp III)**

	Fleisch, Fisch	Milch, Käse, Eier	Nichtnahrungsmittel	Cerealien, Obst usw.	Sonst. Nahrungsm.	Fette, Öle
Gesamtausgaben	0,230 (2,041)	-0,171 (-1,221)	1,250 (49,460)	0,159 (0,914)	-0,226 (-0,964)	0,443 (2,375)
Fleisch, Fisch	-1,065 (-9,254)	0,281 (3,151)	0,485 (4,380)	-0,121 (-1,358)	0,191 (3,078)	-0,001 (-0,036)
Milch, Käse, Eier	0,570 (3,294)	0,588 (2,088)	-0,610 (-2,613)	-0,554 (-2,937)	0,247 (2,232)	-0,070 (0,976)
Nichtnahrungsmittel	-0,032 (-1,960)	-0,090 (-6,871)	-1,066 (-61,673)	-0,014 (-0,982)	-0,039 (-3,816)	-0,008 (-1,636)
Cerealien, Obst usw.	-0,177 (-1,291)	-0,453 (-3,084)	0,652 (3,541)	0,019 (0,114)	-0,063 (-0,629)	-0,137 (-3,313)
Sonst. Nahrungsm.	0,541 (3,150)	0,344 (2,241)	0,126 (0,564)	-0,090 (-0,494)	-0,835 (-4,249)	0,142 (2,567)
Fette, Öle	-0,287 (-1,317)	-0,317 (-1,190)	-2,915 (-5,231)	-0,812 (-4,070)	0,283 (22,106)	0,992 (0,279)

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten des STATISTISCHEN BUNDESAMTES (versch. Jgg.).

Die signifikanten Ergebnisse der Gesamtausgabenelastizitäten zeigen, daß es sich bei den Nahrungsmittelgruppen um Notwendigkeitsgüter handelt. Die Gesamtausgabenelastizitäten sind kleiner Eins (Engelsches Gesetz).

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

	Rind-, Kalbfleisch	Schweinefleisch	Wurst, Wurstwaren	Fisch, Fischfilets	Geflügelfleisch
Gesamtausgaben	1,709 (14,072)	1,461 (13,338)	0,727 (23,405)	-0,127 (-0,734)	0,794 (6,033)
Rind-, Kalbfleisch	-1,540 (-6,823)	1,163 (7,609)	-0,590 (-3,217)	-0,387 (-7,324)	-0,355 (-5,560)
Schweinefleisch	0,931 (7,682)	-1,620 (-13,997)	-0,711 (-5,558)	-0,025 (-0,791)	-0,036 (-0,729)
Wurst, Wurstwaren	-0,015 (-0,372)	-0,112 (-3,761)	-0,635 (-9,136)	0,057 (5,328)	-0,023 (-1,445)
Fisch, Fischfilets	-1,482 (-6,298)	0,167 (0,934)	1,409 (6,063)	-0,463 (-5,486)	0,495 (5,528)
Geflügelfleisch	-0,767 (-5,113)	-0,084 (-0,570)	-0,615 (-4,106)	0,250 (5,306)	-0,111 (-1,280)

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten des STATISTISCHEN BUNDESAMTES (versch. Jgg.).

Alle Eigenpreiselastizitäten, die mit 5% Irrtumswahrscheinlichkeit von Null abweichen, sind negativ. Während auf der ersten Stufe des Systems mit Ausnahme der Nichtnahrungsmittelgruppe die Eigenpreiselastizitäten absolut kleiner Eins sind (unelastische Nachfrage), zeigen sich die Eigenpreiselastizitäten für Rind- und Kalbfleisch sowie für Schweinefleisch absolut größer Eins, für Wurst und Wurstwaren sowie Fisch und Fischfilets absolut kleiner Eins.

### 3.2 Vergleich mit bisherigen Ergebnissen

Die Vergleichbarkeit der Ergebnisse mit denen früherer Schätzungen ist durch unterschiedliche Zeiträume und Aggregationen von Gütergruppen erschwert. Im folgenden sollen beispielhaft Vergleiche erfolgen. Für 1985 ergibt sich beispielsweise für Fleisch eine Eigenpreiselastizität von  $-1,06$ , während HENNING & MICHALEK (1992) für die Gruppe Fleisch eine Eigenpreiselastizität von  $-1,14$  und für Fisch von  $-0,70$  berechnen. GRINGS (1993) berechnet ebenfalls 1985 eine Eigenpreiselastizität für Fleisch und Fisch von  $-0,737$  (Haushaltstyp II). In der folgenden Tabelle werden die signifikanten Elastizitäten der zweiten Stufe des Systems Elastizitäten des Haushaltstyps II (GRINGS, 1993) gegenübergestellt. Geringfügige Abweichungen von den Ergebnissen in Tabelle 4 ergeben sich daraus, daß sich die Berechnungen allein auf das Jahr 1985 beziehen. Insgesamt scheinen die Ergebnisse unserer Schätzung sowohl in bezug auf die Größenordnung als auch das Vorzeichen der verschiedenen Parameter mit denen früherer Studien vergleichbar zu sein.

**Tabelle 5: Vergleich zwischen Eigenpreis- und Ausgabenelastizitäten 1985**

GRINGS, 1993: Haushaltstyp II*			Eigene Berechnung: Haushaltstyp III		
	Eigenpreis- elastizität	Ausgaben- elastizität		Eigenpreis- elastizität	Ausgaben- elastizität
<b>Rindfleisch</b>	-1,974	0,501	<b>Rind- und Kalbfleisch</b>	-1,570	1,757
<b>Schweinefleisch</b>	-1,298	1,120	<b>Schweinefleisch</b>	-1,590	1,435
<b>Fleisch-, Wurstwaren</b>	-0,927	1,072	<b>Wurst, Wurstwaren</b>	-0,634	0,726
<b>Geflügel</b>	-1,060	0,749	<b>Geflügel</b>	**	0,795

Hinweis: \* GRINGS (1993) verzichtet auf die Darstellung von Standardfehler und t-Statistiken. \*\* Keine signifikanten Ergebnisse.

Quelle: Eigene Berechnungen und GRINGS (1993).

#### 4. Zusammenfassung und Ausblick

In dem vorliegenden Bericht haben wir den Stand der Forschung im Rahmen eines EU-Projektes dargelegt. Hierbei sollte das Ernährungs- und Gesundheitsbewußtsein der Konsumenten erfaßt und mögliche Auswirkungen auf die Nachfrage nach Nahrungsmitteln untersucht werden. Im Rahmen dieser Studie wird ein Nachfragesystem für Nahrungsmittel in Deutschland spezifiziert und geschätzt.

Die ersten Ergebnisse unserer Arbeit deuten darauf hin, daß das geschätzte Modell brauchbar ist und plausible Ergebnisse liefert. Dennoch müssen mehrere ökonometrische und auch inhaltliche Fragen noch geklärt werden. Insbesondere bei der Verwendung des Gesundheitsinformationsindizes besteht noch erheblicher Klärungsbedarf.

Bei der Konzipierung und Schätzung des vorhandenen Nachfragemodells wurden wir bisher in starkem Maße von der Notwendigkeit geleitet, eine mit den anderen Partnern im Projekt abgesprochene und standardisierte Vorgehensweise (beobachteter Zeitraum, Produktgruppen und ökonometrische Methoden) zu verwenden. Nach Abschluß des Projektes werden wir über eine detaillierte Datenbasis und ein flexibles ökonometrisches Modell verfügen, die zur Untersuchung einer Reihe von interessanten Fragen - auch im Zusammenhang mit dem eingangs dieses Beitrags genannten Thema der Wettbewerbsfähigkeit - geeignet sind.

Beispielsweise könnte das vorliegende Modell getrennt für die neuen und die alten Bundesländer geschätzt werden. Eine vergleichbare Datenbasis für die neuen Bundesländer liegt seit 1991 vor. Eine solche Analyse wäre aus mehreren Gründen interessant. Zum einen stellt sich die Frage, ob eine Konvergenz des Nachfrageverhaltens zwischen den beiden Teilen Deutschlands festzustellen ist bzw. welche signifikanten Unterschiede noch bestehen. In bezug auf Fleisch ist diese Frage auch vor dem Hintergrund der erheblichen Überkapazitäten in der ostdeutschen Schlachtindustrie von Interesse (vgl. KÜHNE, HAGELSCHUER & HÄGER, 1997). Die differenzierte Betrachtung der neuen und alten Bundesländer erscheint ebenfalls im Zusammenhang mit der Nutzung des Gesundheitsinformationsindizes interessant, denn seit der Wende hat sich die Medienlandschaft in den neuen Bundesländern, aber auch z.B. das System der Verbraucherberatung und die Gesundheitsvorsorge erheblich verändert.

Das vorliegende Modell könnte auch als Grundlage bei der Untersuchung der Wirksamkeit von Programmen dienen, die die Nachfrage nach deutschen Agrarprodukten und damit die Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Agrarproduktion erhöhen sollen. So könnte eventuell überprüft werden, ob sich ein signifikanter nachfragesteigernder Effekt der CMA-Gattungswerbung beispielsweise für Fleisch oder Butter feststellen läßt. Zweifel über die Wirksamkeit dieser Werbung sind aus mehreren Gründen angebracht (VON ALVENSLEBEN & VON CRAMON-TAUBADEL, 1996). Stichhaltige Tests der Wirksamkeit, wie sie beispielsweise in Nordamerika üblich und zum Teil sogar gesetzlich vorgeschrieben sind, wurden in Deutschland bisher nicht durchgeführt.

Schließlich ist vorgesehen, eine Reihe von methodischen Neuerungen in das vorliegende Modell aufzunehmen. Zu den interessantesten und aktivsten Forschungsgebieten im Rahmen der angewandten Nachfrageanalyse in den letzten Jahren zählt die Untersuchung von strukturellen Veränderungen des Nachfrageverhaltens.<sup>9</sup> So benutzt RICKERTSEN (1996) ein ‚dynamic switching‘ AIDS-Nachfragemodell, um strukturelle Änderungen der Nachfrage nach Fleisch und Fisch in Norwegen zu untersuchen. XU & VEEMAN (1996) bauen gleitende Übergangsmechanismen in AIDS- und Rotterdam-Nachfragemodelle ein, um strukturelle Änderungen im Zusammenhang mit der Nachfrage nach Fleisch in Kanada zu untersuchen. An der Aufnahme solcher Spezifikationen in dem vorliegenden Nachfragemodell - z.B., um die Frage der Kon-

---

<sup>9</sup> Siehe MOSCHINI & MORO (1996) und die in dem entsprechenden Sonderheft gesammelten Beiträge.

vergenz der Präferenzen zwischen Ost- und Westdeutschland zu untersuchen - wird gegenwärtig gearbeitet.

## Literatur

- ALMON, S. (1965): The Distributed Lag between Capital Appropriations and expenditures. In: *Econometrica*. 33 (1) January, 178-196.
- VON ALVENSLEBEN, R.; VON CRAMON-TAUBADEL, S. (1996): Gemeinschaftswerbung für Fleisch im Lichte amerikanischer Literatur: Konsequenzen für die zentrale Absatzförderung in Deutschland? In: *Agra-Europe Bonn*, Nr. 29 vom 15.07.1996, Markt und Meinung 10.
- BLANCIFORTI, L.A.; GREEN, R.D. (1983): The Almost Ideal Demand System: A Comparison and Application to Food Groups. In: *Agricultural Economics Research*. 35 (3) July 1-10.
- BROWN, D.J.; SCHRADER, L.F. (1990): Cholesterol Information and Shell Egg Consumption. In: *American Journal of Agricultural Economics*. 72 (3) August, 548-555.
- CAPPS, O.; SCHMITZ, J.D. (1991): A Recognition of Health and Nutrition Factors in Food Demand Analysis. In: *Western Journal of Agricultural Economics*. 16 (1) July, 21-35.
- CHANG, H.-Sh.; KINNUCAN, H.W. (1991): Advertising, Information, and Product Quality: The Case of Butter. In: *American Journal of Agricultural Economics*. 73 November, 1195-1203.
- CHERN, W.S.; LOEHMANN, E.T.; YEN, S.T. (1995): Information, Health Risk Beliefs, and the Demand for Fats and Oils. In: *The Review of Economics and Statistics*. 77 (3), 555-564.
- CHERN, W.S.; ZUO, J. (1997): Impacts of Changing Health Information of Fat and Cholesterol on Consumer Demand: Application of New Indexes. Department of Agricultural Economics. The Ohio State University. Discussion Paper No. 443. Columbus, Ohio.
- DAVIS, G.C. (1997): The Logic of Testing Structural Change in Meat Demand: A Methodological Analysis and Appraisal. In: *American Journal of Agricultural Economics*. 79 November 1186-1192.
- DEATON, A.S.; MUELLBAUER, J. (1980): An Almost Ideal Demand System. In: *The American Economic Review*. 70 (3) June, 312-326.
- FREEBAIRN, J. (1986): Implications of Wages and Industrial Policies on Competitiveness of Agricultural Export Industries. Paper presented at the Australian Agricultural Economics Society Policy Forum. Canberra.
- FROHBERG, K.; HARTMANN, M. (1997): Comparing Measures of Competitiveness. Discussion Paper No. 2. IAMO, Halle.
- GOLLNICK, H. (1954): Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln und ihre Abhängigkeit von Preis- und Einkommensänderungen. Eine ökonometrische Untersuchung. In: *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 ökonometrischen Modells. Habilitationsschrift. Universität Göttingen.
- GUNDLACH, E. (1993): Die Dienstleistungsnachfrage als Determinante des wirtschaftlichen Strukturwandels. In: Siebert, H. (Hrsg.): *Kieler Studien* 252. Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel. Tübingen: Mohr.

- HANSEN, G. (1993): Quantitative Wirtschaftsforschung. München: Vahlen.
- HENNING, Ch.; MICHALEK, J. (1992): Innovatives Konsumverhalten für Nahrungsmittel? Ableitung und Schätzung eines auf Nahrungsmittel fokussierten kompletten Nachfragesystems unter Berücksichtigung von zeitlichen Präferenzänderungen. In: Agrarwirtschaft. 41 (11), 330-342.
- KIM, S.-R.; CHERN, W.S. (1997): Indicative Measures of Health Risk Information on Fat and Cholesterol for U.S. and Japanese Consumers. In: Consumer Interests Annual. 43, 84-89.
- KINNUCAN, H.W.; XIAO, H.; HSIA, Ch.-J.; JACKSON, J.D. (1997): Effects of health Information and Generic advertising on U.S. Meat Demand. In: American Journal of Agricultural Economics. 79 February, 13-23.
- KÜHNE, S.; HAGELSCHUER, P.; HÄGER, A. (1997): Auswirkungen des Transformationsprozesses auf die Fleischwirtschaft in den neuen Bundesländern. Working Paper Nr. 34, Landwirtschaftlich-Gärtnerische Fakultät der Humboldt-Universität, Berlin.
- KUNZ, D.; EULER, M. (1972): Möglichkeiten und Grenzen der laufenden Wirtschaftsrechnungen. In: Wirtschaft und Statistik. 321-326.
- Moschini, G.; Moro, D. (1996): Structural Change and Demand Analysis: A Cursory Review. In: European Review of Agricultural Economics, Special Issue 23 (3).
- O.V. (1999): „Kanadier sind am billigsten“. In: DLG-Mitteilungen, 6, 1999, S. 56-57.
- PHILIPS, L. (1983): Applied Consumption Analysis. In: Bliss, C.J. & Intriligator, M.D. (Hrsg.): Advanced textbooks in economics. Volume 5. Revised and enlarged edition. Amsterdam, New York, Oxford: North-Holland Publishing Company.
- RICKERTSEN, K.; VALE, P.H. (1996): Household und Aggregate Time-Series Data. In: Edgerton, D.L.; Assarsson, B.; Hummelose, A.; Laurila, I.P.; Rickertsen, K.; Vale, P.H. (Hrsg.): 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: Kluwer Academic Publishers. 223-238.
- RICKERTSEN, K. (1999): Individual Progress Report. In: SAC (et.al.): Progress Report for the Period from 01-02-1998 to 31-6-1999. Nutrition, Health and the demand for Food. FAIR5 CT97 3373. 41-46.
- RICKERTSEN, K. (1996): Structural Change and the Demand for Meat and Fish in Norway. In: European Review of Agricultural Economics. 23 (3) 316-330.
- SIENKNECHT, H.-P. (1986): Probleme der Konstruktion und Überprüfung ökonometrischer Modelle der Konsumgüternachfrage. In: Schriften zur angewandten Ökonometrie 17. Frankfurt (Main).
- STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.) (jährlich.): Wirtschaftsrechnungen. Einnahmen und Ausgaben ausgewählter privater Haushalte. Fachserie 15. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- WILDNER, S. (1999): Individual Progress Report. In: SAC (et.al.): Progress Report for the Period from 01-02-1998 to 31-6-1999. Nutrition, Health and the demand for Food. FAIR5 CT97 3373. 59-77.
- XU, X.; VEEMAN, M. (1996): Model Choice and Structural Specification for Canadian Meat Consumption. In: European Review of Agricultural Economics 23 (3) 301-315.
- YEN, S.T.; CHERN, W.S. (1992): Flexible Demand Systems with Serially Correlated Errors: Fat and Oil Consumption in the United States. In: American Journal of Agricultural Economics. 74 (3), 689-697.

