AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

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

Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V.

Brosig, S.: Analyse des Nahrungsmittelkonsums unterschiedlicher Bevölkerungsgruppen in Ungarn. In: Brockmeier, M.; Isermeyer, F.; von Cramon-Taubadel, S.: Liberalisierung des Weltagrarhandels – Strategien und Konsequenzen. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 37, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (2001), S.365-375.

Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e. V., Bd. 37, 2001, S. 365-375

ANALYSE DES NAHRUNGSMITTELKONSUMS UNTERSCHIEDLICHER BEVÖLKERUNGSGRUPPEN IN UNGARN

von

S. BROSIG*

1 Einleitung

Die wirtschaftlichen Rahmenbedingungen, unter denen die ungarischen Privathaushalte ihre Konsumentscheidungen treffen, werden sich in den kommenden Jahren deutlich ändern. Dies betrifft unter anderem die Einkommenssituation der Haushalte und Preiskonstellationen auf den Märkten, die sich durch den anstehenden EU-Beitritt Ungarns ergeben werden. Die hier dargestellte Forschungsarbeit untersucht, wie die Haushalte ihren Nahrungsmittelkonsum als Reaktion auf Veränderungen der Haushaltsbudgets und der Nahrungsmittelpreise anpassen. Dabei wird auf die Frage Gewicht gelegt, inwieweit sich die Reaktionsweisen zwischen verschiedenen Haushaltstypen unterscheiden. Zentrales Ergebnis der Arbeit sind Matrizen von Preis- und Ausgabenelastizitäten für spezifische Haushaltstypen in Ungarn. Mit ihrer Hilfe können Veränderungen der Ernährung im Zusammenhang mit dem EU-Beitritt und als Folge von sozial- und wirtschaftspolitischen Handlungsalternativen prognostiziert werden.

Kapitel 2 erläutert das Nachfragemodell, mit dessen Hilfe Reaktionsparameter der Konsumenten geschätzt wurden. In Kapitel 3 werden exemplarisch ausgewählte Ergebnisse vorgestellt und diskutiert, während Kapitel 4 abschließende Schlussfolgerungen liefert.

2 Methodische Vorgehensweise

2.1 Modelltyp

Das Nachfrageverhalten der Haushalte wird in dieser Arbeit durch ein zweistufiges neoklassisches Nachfragemodell repräsentiert. Die erste Stufe bildet die Entscheidung über die Höhe des auf Nahrungsmittel entfallenden Anteils der Haushaltsausgaben ab, während die zweite Stufe die Aufteilung dieses Nahrungsmittelbudgets nachzeichnet, bei der folgende sieben Nahrungsmitteltypen unterschieden werden (in Klammern der durchschnittliche Anteil am Nahrungsmittelbudget 1999):

1.	Proteinlieferanten (Fleisch, Fisch, Eier)	31 %
2.	Milchprodukte außer Butter	13 %
3.	Nahrungsfette und –öle	6 %
4.	Kohlehydratlieferanten (Getreideerzeugnisse, Kartoffeln, Hülsenfrüchte)	19 %
5.	Gemüse	7 %
6.	Obst	7 %
7.	Sonstige Nahrungsmittel (Zubereitungen, Mahlzeiten in gastronomischen Betrieben/Kantinen, Süßwaren)	17 %

Durch diese Abgrenzung ist eine relative Homogenität der Gruppen hinsichtlich ihrer ernährungsphysiologischen Eigenschaften gegeben, die für Auswertungen mit Blick auf die Ernährungsqualität notwendig ist.

* Institut für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa (IAMO), Theodor-Lieser-Str. 2, 06120 Halle (Saale), e-mail: brosig@iamo.de.

Das Modell zielt nicht nur darauf ab, Konsumreaktionen durchschnittlicher Haushalte auf Preis- und Einkommensänderungen abzubilden, sondern auch darauf, spezifische Verhaltensmuster verschiedener Bevölkerungsgruppen zu identifizieren, die sich hinsichtlich soziodemographischer Merkmale unterscheiden. Die Unterscheidungskriterien wurden so gewählt, dass die resultierenden Bevölkerungsgruppen ein weites Spektrum unterschiedlicher (angenommener) Verhaltensmuster hinsichtlich des Nahrungsmittelkonsums repräsentieren. Beispielsweise wurde angenommen, dass die Existenz von Kindern im Haushalt und das Bildungsniveau des Haushaltsvorstandes die Präferenzen der Haushalte für verschiedene Nahrungsmittel beeinflussen. Die Merkmale der in dieser Arbeit unterschiedenen Haushaltsgruppen sind der Tabelle A3 im Anhang zu entnehmen.

3 Funktionsform

Die erste Stufe der Budgetallokation der Haushalte, die Entscheidung über das Nahrungsmittelbudget, wird modelliert als der Ausgabenanteil der Nahrungsmittel (w_F) in Abhängigkeit von den gesamten Konsumausgaben (X), dem Preisindex für Nahrungsmittel (p_F) und einer Linearkombination der erwähnten soziodemographischen Variablen d_k ($k=1...K$):

$$w_F = \alpha_F + \beta_F \ln X + \gamma_F \ln(\eta_F p_F) \tag{1}$$

mit

$$\alpha_F = \delta_0 + \sum_{k=1}^{K} \delta_k d_k \quad \text{und} \quad \eta_F = 1 + \sum_{k=1}^{K} \varepsilon_k d_k \,. \tag{2}$$

Die Parameter β_F, γ_F, δ_k und ε_k charakterisieren die Konsumpräferenzen der Haushalte. Die Funktionsform stellt eine Modifikation des von WORKING und LESER (WORKING 1943) vorgeschlagenen Modells dar, die Form der Einbeziehung von soziodemographischen Variablen ist von den Verfahren ‚demographic scaling' und ‚demographic translation' (POLLAK und WALES 1981) abgeleitet. Durch diese Spezifikation wird der Möglichkeit Rechnung getragen, dass soziodemographische Charakteristika sowohl die Niveauparameter der Nachfragegleichungen als auch die Preisreaktionskoeffizienten beeinflussen.

Die zweite Stufe, die Entscheidung der Haushalte über die Aufteilung des Nahrungsbudgets auf sieben Nahrungsmitteltypen, wurde mit Hilfe des Linearly Approximated Almost Ideal Demand System (LA/AIDS, DEATON und MUELLBAUER 1980) modelliert, wobei die soziodemographischen Variablen durch ‚demographic scaling' einbezogen wurden. Für den i-ten Nahrungsmitteltyp lautet die entsprechende Budgetanteilsgleichung

$$w_i = \eta_i \left[\alpha_i + \sum_{j=1}^{M} \gamma_{ij} \ln(\eta_j p_j) + \beta_i \ln(m/P) \right], \tag{3}$$

mit

$$\eta_i = 1 + \sum_{k=1}^{K} \varepsilon_{ik} d_k \,. \tag{4}$$

wobei w_i und p_j den Budgetanteil bzw. den Preisindex der Güter i und j ($i,j = 1...M$) bezeichnen, m die Gesamtausgaben für M Güter (Nahrungsmitteltypen). P ist das gewichtete geometrische Mittel der M Preisindizes, wobei Budgetanteile als Wichtungsfaktoren dienen ('Stone's price index'). Die Parameter α_i, β_i, γ_{ij} und ε_{jk} charakterisieren die Verbraucherpräferenzen. Die exogene Ausgabenvariable m ist in der ersten Stufe endogen, als Produkt aus w_F und den (prädeterminierten) Gesamtausgaben X und stellt damit das Bindeglied zwischen den Stufen dar. Durch eine Reihe linearer Parameterrestriktionen sowie

Ungleichheitsrestriktionen zur Gewährleistung von Krümmungseigenschaften der unterstellten Kostenfunktion (s. z. B. BROSIG 2000) lässt sich Regularität des Systems lokal, d. h. für bestimmte Preis-Einkommens-Konstellationen, annähernd garantieren, solange die Terme η_i nahe 1 sind.[1]

3.1 Datengrundlage

Die Parameter des vorgestellten Modells wurden auf der Grundlage von Querschnittsdaten geschätzt, die in Haushaltsbudgeterhebungen des Ungarischen Statistischen Zentralamtes im Jahr 1999 bei annähernd 12.000 Haushalten erhoben wurden (HCSO 2000). Die Datensätze enthalten Informationen über Beschäftigung und Einkommen der Angehörigen der befragten Haushalte sowie detaillierte Angaben über Haushaltsausgaben und sozioökonomische Charakteristika. Der Praxis zu sozialistischer Zeit folgend, wurde die Menge und der Wert konsumierter Nahrungsmittel aus Käufen, Geschenken sowie aus eigener Produktion in detaillierter Weise aufgezeichnet. Die Haushalte waren in zwölf Gruppen unterteilt, die mit ihren detaillierten Aufzeichnungen jeweils einen Kalendermonat abdeckten. Um den Erfordernissen dieser Studie gerecht zu werden, mussten die Rohdaten auf verschiedene Weise bearbeitet werden, was hier kurz erläutert werden soll:

- Als Ersatz für (haushaltsspezifische) Preise werden aus den Angaben über Wert und Mengen der gekauften Güter unit-values berechnet.
- Der Wert selbstproduzierter Nahrungsmittel wird zu den Ausgaben für gekaufte Güter addiert. Er wird damit als Bestandteil des Einkommens betrachtet.
- Unterschiede zwischen den unit-values verschiedener Haushalte reflektieren nicht nur Unterschiede zwischen Marktpreisen, denen sich unterschiedliche Haushalte gegenüber sehen, sondern auch Unterschiede zwischen den gekauften Güterqualitäten bzw. Zusammensetzungen der betrachteten Güteraggregate. Der Vorgehensweise von COX und WOHLGENANT (1996) folgend, werden die unit-values um Qualitätseffekte bereinigt. um „Preise" für eine Standardqualität (bzw. Standardzusammensetzung der Aggregate) zu erhalten. Die Methode geht davon aus, dass Unterschiede zwischen den Durchschnittspreisen verschiedener soziodemographischer Gruppen Qualitätsunterschiede zwischen den von diesen Gruppen jeweils typischerweise nachgefragten Qualitäten reflektieren. Werden diese „systematischen" Effekte herausgerechnet, repräsentieren die verbleibenden Preisunterschiede unterschiedliche Marktpreise, die benutzt werden können, um die Preisreaktionen der Verbraucher im Nachfragemodell abzuschätzen. Die praktische Vorgehensweise besteht darin, dass zunächst in Regressionsrechnungen die Abhängigkeit der unit-values von den soziodemographischen Variablen ermittelt wird. Die Summe aus Absolutglied und dem Residuum dieser Regressionsgleichungen wird als haushaltsspezifischer qualitätsbereinigter Preis interpretiert.
- Für die Haushalte, die von einem Gut in der Erhebungsperiode nichts konsumierten, werden die durchschnittlichen unit-values (die Absolutglieder der erwähnten Regression) verwendet.
- Beobachtungen mit unvollständigen Angaben über soziodemographische Variablen und Beobachtungen mit Ausreißern bezüglich der konsumierten Mengen bzw. der Werte wurden von den Berechnungen ausgeschlossen, so dass der letztlich verwendete Datensatz 9.395 Beobachtungen hatte.

---

[1] Sind die Terme η_i deutlich von eins verschieden, lässt sich die adding-up-Regularitätsbedingung nur für spezifische Kombinationen von soziodemographischen Variablen, nicht aber allgemeingültig, für jede solche Kombination erzwingen (vgl. POLLAK und WALES, 1981).

- Die Haushaltsstichprobe ist bezüglich wichtiger soziodemographischer Charakteristika nicht repräsentativ für die Gesamtheit der ungarischen Haushalte. Zum Ausgleich wurden in allen Berechnungen Wichtungsfaktoren des Statistischen Amtes verwendet.

3.2 Parameterschätzung

Die Parameter der ersten Modellstufe wurden mit der OLS-Methode geschätzt. Um Singularität der Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen zu vermeiden, wurde von jedem Set von Dummyvariablen eine Variable ausgelassen. Damit sind die geschätzten Parameter als Abweichungen vom Referenzhaushalt anzusehen, der folgendermaßen definiert ist: Siedlungstyp: ländlich, keine Kinder, Haupteinkommensquelle: weder Arbeits- noch Renteneinkommen, Alter des Haushaltsvorstandes: bis 40 Jahre, Bildungsniveau des Haushaltsvorstandes: bis Hauptschulabschluss, kein Wohneigentum, keine eigene Nahrungsmittelproduktion. Um die Abbildungsgüte zu verbessern und um zu verhindern, dass sich Saisoneffekte in den Parametern der anderen Variablen niederschlagen, wurden fünf saisonale Dummyvariablen in die Gleichung aufgenommen, die jeweils für zweimonatige Perioden stehen. Der Zeitraum November/Dezember stellt die Referenzperiode dar.

Die Parameter des LA/AIDS-Modells (zweite Allokationsstufe) wurden nach der Seemingly-Unrelated-Regression-Methode geschätzt. Bei drei der sieben Nahrungsmitteltypen (Fette, Gemüse sowie Obst) hat ein nennenswerter Anteil der Haushalte (3 %, 3 % bzw. 7 %) im Erhebungszeitraum keinen Konsum angegeben. In diesen Fällen liegt ‚censoring' der abhängigen Variablen, der Budgetanteile, vor, da diese keine negativen Werte annehmen können. Zur Vermeidung von Verzerrungen der Schätzergebnisse, wurde die von SHONKWILER und YEN (1999) beschriebene zweistufige Schätzmethode angewendet. Darin wird zunächst für jede der drei Gleichungen separat in einem Probit-Modell die Wahrscheinlichkeit des Nahrungsmittelkonsums in Abhängigkeit von soziodemographischen Variablen geschätzt.[2] Aus diesen Gleichungen werden für jeden Haushalt die Werte der Dichtefunktion und der Verteilungsfunktion errechnet, die als exogene Variablen in das Modell der zweiten Stufe eingehen und die genannten Verzerrungen verhindern.

Als Variable für das Nahrungsmittelbudget m werden nicht die tatsächlich beobachteten Werte verwendet, sondern ihre mit Hilfe der Modellstufe I vorhergesagten Pendants. Die Verwendung der vorhergesagten m als „internal instruments" (vgl. BOWDEN und TURKINGTON 1984, S. 166) verhindert Verzerrungen, die dadurch entstehen können, dass der Regressor m keine für den Konsumenten feste Größe ist, sondern von ihm gewählt wird, also endogen ist.

Zur Gewährleistung der Regularität der unterstellten Kostenfunktion mussten bei der Parameterschätzung lineare Gleichheitsbedingungen sowie nichtlineare Ungleichheitsbedingungen (Konkavität der Kostenfunktion erfordert nichtpositive Eigenwerte der Slutsky-Matrix) eingeführt werden. Die verwendete Software (GAUSS-Applikation Constrained Maximum Likelihood) sieht die Formulierung derartiger Parameterrestriktionen vor. Die Erfüllung der Konkavitätsrestriktion kann nur lokal erzwungen werden. Es wurde hierzu die Variablenkonstellation eines willkürlich gewählten Haushaltes herangezogen. Für die Variablenkonstellationen von 70 Prozent aller übrigen Haushalte ergab sich, dass die Konkavitätsbedingungen dann gleichzeitig auch dort erfüllt sind.

3.3 Berechnung von Nachfrageelastizitäten

Ein wesentliches Ziel dieser Studie besteht in der Bereitstellung vollständiger Matrizen von Ausgaben- und Preiselastizitäten. Diese sind bei den verwendeten Funktionsformen als Punktelastizitäten zu verstehen, die jeweils nur für eine Kombination der Variablen

---

[2] Für die erklärenden Variablen wurde eine lineare Spezifikation gewählt.

(Preise, Budget, soziodemogr. Charakteristika) gelten. Um haushaltstypspezifische Elastizitäten zu erhalten, wurde zunächst für die Variablenkonstellation jedes einzelnen Haushaltes ein vollständiger Elastizitätensatz berechnet. Die (gewichteten) Mittelwerte der Elastizitäten aller Haushalte mit einem bestimmten soziodemographischen Merkmal bilden dann die gruppenspezifischen Elastizitäten. Die errechneten Elastizitäten beider Allokationsstufen wurden zu ‚integrierten Nachfrageelastizitäten' verrechnet, um Wechselwirkungen zwischen den Modellstufen zu berücksichtigen. Integrierte Ausgabenelastizitäten geben die Änderungen der Ausgaben für Nahrungsmitteltypen in Abhängigkeit von Änderungen des gesamten Konsumbudgets an und werden als Produkt aus den Ausgabenelastizitäten beider Stufen berechnet. Bei integrierten Preiselastizitäten wird berücksichtigt, dass Preisänderungen bei Nahrungsmitteltypen eine Preisänderung des Aggregats Nahrungsmittel implizieren, welche, gemäß der Eigenpreiselastizität dieses Aggregats, zu einer Veränderung des Nahrungsmittelbudgets führt, die wiederum die Nachfrage nach den einzelnen Nahrungsmitteltypen beeinflusst.

Der methodische Weg zu den Elastizitäten der einzelnen Modelle besteht, wie beschrieben, aus einer Abfolge von (mindestens) vier Schätzschritten: (i) den Preisregressionen zur Errechnung qualitätsbereinigter unit-values, (ii) dem Working-Leser-Modell der ersten Stufe, (iii) den Probit-Modellen zur Vermeidung von censoring-Verzerrungen und (iv) dem LA/AIDS-Modell zur Schätzung der Nachfrageparameter für einzelne Nahrungsmitteltypen. Inferenzielle Ergebnisse (Konfidenzintervalle bzw. Signifikanztests) für die resultierenden Nachfrageelastizitäten sind in komplexer Weise von den Verteilungen der Ergebnisse all dieser Einzelschätzungen abhängig und konnten in dieser Studie nicht berechnet werden.[3] Inferenzielle Ergebnisse der einzelnen Schritte sind dagegen von untergeordnetem Interesse und werden deshalb im folgenden Kapitel nur kurz behandelt.

4 Ergebnisse

4.1 Modellgüte und Parameterschätzwerte

Die oben beschriebene Vorgehensweise umfasst vier verschiedene Modellschritte. Die linearen Regressionen der unit-values auf die soziodemographischen Variablen sind durch Werte des korrigierten Bestimmtheitsmaßes zwischen 0,02 und 0,27 gekennzeichnet. Der größte Teil der Variation der unit-values hängt demnach nicht mit soziodemographischen Faktoren zusammen. Es darf nicht vergessen werden, dass derart niedrige Werte in Schätzungen mit Mikrodaten aufgrund der hohen stochastischen Variation nicht ungewöhnlich sind. Die Tatsache, dass aber die Mehrzahl der geschätzten Parameter (60 %) signifikant von Null verschieden ist (Signifikanzniveau: 5 %), läßt die Berechnung sinnvoll erscheinen.

Die Anpassung des Modells der ersten Allokationsstufe (Working-Leser-Modell) ist durch ein korrigiertes Bestimmtheitsmaß von 0,47 gekennzeichnet. Mit einer Ausnahme (Eigentumsstatus der Wohnung im Term der demographic translation) sind die Parameter aller Variablen signifikant von Null verschieden (s. Tabelle A1 im Anhang). Hinsichtlich der Einbindung der soziodemographischen Variablen zeigt dies, dass die Kombination aus demographic scaling und demographic translation sinnvoll ist. Die Parameterschätzwerte der Probit-Modelle (Speisefette und -öle, Gemüse, Obst) sind ausnahmslos signifikant von Null verschieden, wodurch die Aufnahme der Werte der Dichte- bzw. Verteilungsfunktion in das Modell der zweiten Allokationsstufe gerechtfertigt ist.

---

[3] Für die Schätzung der LA/AIDS Parameter unter Ungleichungsrestriktionen können keine analytischen Ausdrücke für die Verteilungen der Schätzwerte angegeben werden, weil keine Information darüber vorliegt, welche Ungleichheitsrestriktionen bindend sind (GOURIEROUX und MONFORT, 1995, 246 f.).

Im Modell zur Abbildung der zweiten Allokationsstufe (LA/AIDS) wurden 127 Parameter geschätzt, nicht eingeschlossen derjenigen, die mit Hilfe linearer Restriktionen aus den anderen Parametern berechnet wurden. Parametrische Signifikanztests sind wegen der Ungleichheitsrestriktionen, unter denen die Parameter geschätzt wurden, nicht möglich (s. Fußnote 3).

Die Schätzwerte und die als Residuum errechneten Werte aller Parameter sind in Tabelle A2 im Anhang aufgeführt.

4.2 Preis- und Ausgabenelastizitäten für durchschnittliche ungarische Haushalte

In den Tabellen 1 und 2 sind Nachfrageelastizitäten für den Durchschnitt aller Haushalte angegeben. Die Größenordnungen sind für ein Land mit einem Pro-Kopf-Bruttoinlandsprodukt (zu Kaufkraftparitäten) von etwa 40 % des EU-Durchschnitts (OECD 1997) plausibel. Die Nachfrageelastizitäten sind nur sehr bedingt für Vorhersagen der Marktnachfrage bei alternativen Preis- und Einkommensszenarios geeignet. Einerseits sind Veränderungen des Nachfrageverhaltens im Zeitablauf aus den hier verwendeten Querschnittsdaten nicht abzuleiten. Andererseits wurde hier der Konsum und nicht die Marktnachfrage untersucht, so dass die nicht zu vernachlässigenden Einflüsse der Eigenproduktion von Nahrungsmitteln nicht berücksichtigt ist. Trotzdem werden hier einige vorsichtige Schlüsse gezogen.

Die Nachfrage nach dem Aggregat Nahrungsmittel reagiert auf Änderungen des Haushaltsbudgets mit einer Elastizität von 0,66, so dass selbst Nahrungsmitteltypen mit Elastizitäten (in Bezug auf das Nahrungsmittelbudget) deutlich über Eins integrierte Ausgabenelastizitäten haben, die sie als Sättigungsgüter charakterisieren.

Die höchsten Ausgabenelastizitäten sind bei Gemüse und bei Obst ausgewiesen. Die Tatsache, dass in Ungarn diese Güter einem Luxusgutcharakter näher kommen als Fleisch und Milchprodukte, ist bemerkenswert. Es ist anzunehmen, dass hier einkommensbedingte Änderungen der qualitativen Zusammensetzung der Aggregate bedeutsamer sind, als reine Mengenänderungen.

Die Eigenpreiselastizitäten liegen zwischen –1,02 (Obst) und –0,76 (Speisefette). Die kompensierten Kreuzpreiselastizitäten, mit einer Ausnahme positiv, besagen, dass die betrachteten Aggregate zueinander als Substitute aufzufassen sind.

Tabelle 1: Durchschnittliche Nachfrageelastizitäten ungarischer Haushalte

Elastizität des Nahrungsmittelkonsums bezüglich Änderungen d. gesamten Haushaltsausgaben (erste Modellstufe): 0,66

PRODUKT	Unkompensierte Preiselastizitäten, zweite Modellstufe (LA/AIDS)								integr.: Haushaltsbudget
	Protein träger	Milch-prod.	Fette/ Öle	Kohle-hydr.	Gemüse	Obst	Andere Nm.	Nm.-budget	
Proteinträger	**-0.94**	-0.01	-0.05	-0.11	0.00	0.00	-0.01	1.12	0.74
Milchprod.	0.08	**-0.91**	0.05	0.07	-0.01	-0.01	-0.10	0.82	0.54
Fette /Öle	-0.11	0.08	**-0.76**	0.02	-0.04	0.01	-0.04	0.84	0.55
Kohlehydr.	0.00	0.07	0.02	**-0.76**	0.00	0.04	0.00	0.63	0.42
Gemüse	-0.05	-0.06	-0.07	-0.13	**-0.97**	-0.02	0.01	1.28	0.85
Obst	-0.06	-0.07	-0.03	-0.05	-0.02	**-1.02**	-0.07	1.31	0.87
Andere Nm	-0.06	-0.17	-0.06	-0.14	0.02	-0.05	**-0.78**	1.23	0.81

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage von Haushaltsbudgeterhebungen 1999.

Tabelle 2: Kompensierte Preiselastizitäten ungarischer Haushalte, Durchschnittswerte

	Protein träger	Milch-prod.	Fette/ Öle	Kohlehydr.	Gemüse	Obst	Andere Nm.
Proteinträger	**-0.59**	0.14	0.03	0.11	0.09	0.10	0.12
Milchprod.	0.33	**-0.80**	0.11	0.23	0.06	0.07	-0.01
Fette /Öle	0.16	0.19	**-0.70**	0.18	0.03	0.08	0.06
Kohlehydr.	0.20	0.15	0.07	**-0.64**	0.05	0.09	0.07
Gemüse	0.35	0.11	0.03	0.12	**-0.86**	0.09	0.16
Obst	0.35	0.10	0.07	0.20	0.09	**-0.90**	0.09
Andere Nm	0.33	0.00	0.02	0.10	0.12	0.06	**-0.63**

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage von Haushaltsbudgeterhebungen 1999.

4.3 Unterschiede der Elastizitäten zwischen Haushaltstypen

Tabelle A3 im Anhang zeigt integrierte Ausgaben- und Eigenpreiselastizitäten für verschiedene Haushaltsgruppen, wie sie auf die in Kapitel 3.3 beschriebene Weise ermittelt wurden. Die Ausgabenelastizitäten für das Aggregat Nahrungsmittel liegen im Bereich zwischen 0,58 (Haushalte von Angestellten) und 0,71 (Haushalte von Rentnern), das Spektrum bei einer Unterteilung nach anderen Kriterien, als der Haupteinkommensquelle des Haushaltsvorstands ist kleiner. Ebenso sind die Unterschiede zwischen Haushaltstypen bei den Konsumentscheidungen der zweiten Allokationsstufe gering, sie liegen im Bereich der zweiten Nachkommastelle. Bei den angegebenen Zahlen im linken Teil der Tabelle A3 (Spalten ‚Proteinträger' bis ‚Andere Nm.') sind die Unterschiede zwischen Haushaltsgruppen im Wesentlichen auf die Diskrepanzen bei den Elastizitäten der ersten Allokationsstufe (Spalte ‚Nahrungsmittel') zurückzuführen. Es sind hier lediglich Ergebnisse für Unterteilungen zwischen Haushalten nach jeweils einem Kriterium aufgeführt. Werden Haushalte durch mehrere Kriterien gleichzeitig charakterisiert, sind für die resultierenden Schnittmengen zum Teil größere Unterschiede zwischen den Elastizitäten festzustellen. So beträgt beispielsweise für eine Unterteilung nach drei Kriterien - die durchschnittliche integrierte Ausgabenelastizität für proteinliefernde Nahrungsmittel bei Haushalten von Angestellten mit hohem Bildungsabschluss in Budapest 0,51, während sie für Haushalte von Rentnern mit niedrigem Bildungsabschluss in ländlichen Siedlungen einen Wert von 0,93 hat.

5 Schlussfolgerungen

Die vorliegende Studie zeigt, dass Änderungen der Haushaltseinkommen und der Preiskonstellationen im Bereich der Nahrungsmittel die Zusammensetzung des Nahrungsmittelkonsums ungarischer Haushalte beeinflusst wird und zwar in stärkerem Maße, als dies beispielsweise im Durchschnitt der EU der Fall ist. Unterschiede zwischen den Reaktionsweisen verschiedener Bevölkerungsgruppen sind allerdings kleiner, als es die Unterschiedlichkeit der Lebenssituationen vermuten ließe. Wird für die kommenden Jahre von einem Zuwachs des durchschnittlichen Haushaltseinkommens ausgegangen, wird sich der Konsum vor allem von Gemüse und Obst sowie von Nahrungsmittelzubereitungen und der Verzehr außer Haus erhöhen. Überdurchschnittlich stark (in %) werden diese Zuwächse bei Haushalten von Rentnern und in ländlichen Regionen sein, deutlich schwächer bei Haushalten von jüngeren Angestellten.

Verschiebungen im Preisgefüge bei Nahrungsmitteln in Ungarn lassen deutliche Anpassungsreaktionen der Verbraucher erwarten. Die Eigenpreiselastizitäten für die betrachteten Nahrungsmittelaggregate liegen im Bereich von –1, für proteinliefernde Nahrungsmittel

und Gemüse (betragsmäßig) sogar deutlich darüber. Sie unterscheiden sich zwischen verschiedenen Bevölkerungsgruppen nur marginal. Im Zuge des anstehenden EU-Beitritts und der Angleichung der ungarischen Agrarmarktpolitik an die Gemeinsame Agrarpolitik (GAP) der Gemeinschaft werden sich die Preisrelationen bei Nahrungsmitteln in Ungarn verschieben. Simulationsrechnungen mit dem CEE-ASIM Modell des IAMO, die von einer Übernahme der Agenda 2000-Regelungen für die GAP einschließlich der Direktzahlungen und Quotenregelungen ausgehen, prognostizieren auf Erzeugerebene deutliche Preissteigerungen bei Milch und Rindfleisch und Preisrückgänge bei Geflügel, Eiern und Ölsaaten. Schlüsse auf tendenziell entsprechende Veränderungen bei den Verbraucherpreisen lassen einen geringfügigen Rückgang des in Ungarn sehr hohen Konsums von Nahrungsfetten und einen weiteren deutlichen Rückgang des Konsums von Milchprodukten vermuten, wenn dieser nicht durch die Wirkung von Einkommenssteigerungen kompensiert wird. Bei den Protein liefernden Nahrungsmitteln werden sich vor allem Verschiebungen innerhalb dieses Aggregats ergeben. Die in dieser Studie vorgenommene Aggregation über sämtliche Fleischarten lässt keine Schlüsse auf die differenzierten Entwicklungen in diesem Bereich zu.

Die Ergebnisse legen nahe, dass Politiken mit Wirkung auf Haushaltseinkommen und Nahrungsmittelpreise nur in geringerem Umfang gruppenspezifisch wirksam sind, die prozentualen Reaktionen sind bei den hier unterschiedenen Bevölkerungsgruppen sehr ähnlich.

Literatur

BOWDEN, R.J. and TURKINGTON, D.A. (1984): Instrumental Variables. University Press, Cambridge, UK.

BROSIG, S. (2000): A Model of of Household Type Specific Food Demand Behaviour in Hungary, IAMO Discussion paper No. 30, Halle.

COX, T. L. and WOHLGENANT, M.K. (1996): Prices and Quality Effects in Cross-Sectional Demand Analysis. American Journal of Agricultural Economics 68: 908-919.

DEATON, A. and MUELLBAUER, J. (1980): An Almost Ideal Demand System. American Economic Review. 70: 312-326.

GOURIEROUX, C. and MONFORT, A. (1995): Statistics and Econometric Models, Vol. II. University Press, Cambridge, UK.

KSH (Hungarian Central Statistical Office) (2000): Household Budget Survey, 1999, Annual Report, Budapest.

OECD (1997): Main Economic Indicators 12/1997. Paris.

POLLAK, R. and WALES, T. (1981). Demographic variables in demand analysis. Econometrica 49: 1533-1551.

SHONKWILER, J.S. and YEN, S.T. (1999): Two-Step Estimation of a Censored System of Equations. American Journal of Agricultural Economics 81: 972-982.

WORKING, H. (1943): Statistical Laws of Family Expenditure. Journal of the American Statistical Association 38: 43-56.

Anhang

Tabelle A1: Schätzergebnisse der ersten Modellstufe (Engel-Modell)

Parameter	Schätzwert	Std. Fehler.	korr. R^2:0,47 t-Wert	P(T> |t|).
Absolutglied	0.5130	0.0011	475.9	0
ln(Gesamtausgaben)	-0.1296	0.0009	-138.9	0
ln(Preisindex Nahrungsm.)	0.0268	0.0007	41.0	0
Scaling parameters				
Haushaltsgröße	0.0717	0.0016	44.8	0
Alter > 40J.	-0.1485	0.0035	-42.7	0
Budapest	-0.1266	0.0044	-28.7	0
andere Städte	0.0310	0.0037	8.4	0
Manuelle Arbeit	-0.1861	0.0046	-40.0	0
Nichtmanuelle Arbeit	-0.2267	0.0053	-42.6	0
Rente	-0.1536	0.0049	-31.2	0
Höherer Bildungsabschluss	0.0480	0.0033	14.5	0
Wohneigentum	0.0192	0.0029	6.6	0
Eigene lw. Produktion	-0.0706	0.0031	-22.8	0
Kinder < 11 J.	-0.0929	0.0048	-19.5	0
Translation parameters				
Haushaltsgröße	-0.0374	0.0007	-56.2	0
Alter > 40J.	0.0692	0.0014	49.2	0
Budapest	0.0117	0.0017	6.9	0
andere Städte	-0.0261	0.0015	-17.6	0
Manuelle Arbeit	0.0730	0.0020	36.4	0
Nichtmanuelle Arbeit	0.0842	0.0022	39.0	0
Rente	0.0818	0.0021	39.2	0
Höherer Bildungsabschluss	-0.0392	0.0013	-31.0	0
Wohneigentum	-0.0015	0.0011	-1.3	0.1906
Eigene lw. Produktion	0.0596	0.0012	48.4	0
Kinder < 11 J.	0.0442	0.0019	23.1	0
Saisonale Dummies				
JAN-FEB	-0.0295	0.0003	-111.8	0
MAR-APR	-0.0147	0.0003	-55.5	0
MAY-JUN	-0.0085	0.0003	-32.5	0
JUL-AUG	0.0032	0.0003	12.1	0
SEP-OCT	-0.0095	0.0003	-35.9	0

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage von Haushaltsbudgeterhebungen 1999.

Tabelle A2: Schätzergebnisse der zweiten Modellstufe (LA/AIDS)

Absolutglieder, Parameter der Preise, Konsumausgaben und der Werte der Dichtefunktion

	CONST	PRICE Parameters							EXP	pdf
		PROT	DAIRY	FATS	STAPLE	VEGET	FRUIT	OFOOD		of XB
PROT	0.0382	0.0269	0.0023	-0.0129	-0.0245	0.0033	0.0033	0.0015	0.0346	
DAIRY	0.2629	0.0023	0.0082	0.0047	0.0041	-0.0024	-0.0023	-0.0146	-0.0206	
FATS	0.1799	-0.0129	0.0047	0.0190	-0.0008	-0.0043	-0.0005	-0.0052	-0.0134	-0.0507
STAP-LE	0.7847	-0.0245	0.0041	-0.0008	0.0374	-0.0068	0.0008	-0.0102	-0.0793	
VEGET	-0.0951	0.0033	-0.0024	-0.0043	-0.0068	0.0055	0.0006	0.0041	0.0271	-0.1427
FRUIT	-0.1013	0.0033	-0.0023	-0.0005	0.0008	0.0006	0.0009	-0.0027	0.0263	-0.0982
OFOOD	-0.0692	0.0015	-0.0146	-0.0052	-0.0102	0.0041	-0.0027	0.0271	0.0252	

Parameter der soziodemographischen Variablen

	Manual work	Non manual work	Pens	H-head's age > 40	Hou-seh size	Kids	Owned resi-dence	High educ.	male H-head	Budap	Urban	Sum-mer	Food prod.
PROT	-0.1097	-0.0714	-0.0898	-0.0985	0.0308	0.1012	0.1001	0.0183	-0.0690	-0.0504	-0.0222	-0.1335	0.1005
DAIRY	0.0706	0.1271	0.1249	0.2021	-0.0150	-0.0227	-0.0811	0.0782	0.0252	0.0670	0.0472	-0.0100	-0.0946
FATS	-0.0998	-0.0179	-0.0670	-0.0535	-0.0395	0.0722	0.0269	-0.0192	-0.0742	-0.0299	-0.0749	-0.0259	0.0304
STAPL	-0.1113	-0.0300	-0.1071	-0.1635	-0.0035	0.0712	0.0562	-0.0036	-0.0550	-0.0828	-0.0690	0.0232	-0.0297
VEGET	-0.0873	-0.0175	-0.0271	0.0670	-0.0355	-0.0137	-0.0566	-0.0410	-0.0896	-0.0218	-0.0566	0.3246	-0.0413
FRUIT	-0.1027	-0.0269	0.0749	0.1070	-0.0363	-0.0416	0.0015	0.0193	0.0141	0.0461	-0.0993	0.3124	-0.0134
OFOOD	-0.0035	-0.0071	0.0069	0.0026	0.0230	0.0048	0.0092	0.0106	0.0053	0.0082	-0.0001	-0.0028	0.0114

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage von Haushaltsbudgeterhebungen 1999.

Tabelle A3: Nachfrageelastizitäten für verschiedene soziodemographische Gruppen

	Integrierte Ausgabenelastizitäten								Integrierte unkompensierte Eigenpreiselastizitäten							
Gruppe	Nm.	Protein	Milchp.	Fette	Kohleh.	Gemüse	Obst	A.Nm.	Nm.	Protein	Milchp.	Fette	Kohleh.	Gemüse	Obst	A.Nm.
Haush-größe																
Single Haush.	0.68	0.76	0.56	0.57	0.42	0.86	0.88	0.86	-0.93	-1.27	-1.01	-0.82	-0.86	-1.08	-1.13	-0.92
2 bis 5 Personen	0.64	0.72	0.53	0.53	0.41	0.82	0.85	0.82	-0.93	-1.27	-1.01	-0.81	-0.88	-1.05	-1.11	-0.91
über 5 Personen	0.63	0.71	0.52	0.53	0.43	0.83	0.86	0.83	-0.92	-1.29	-1.01	-0.80	-0.92	-1.02	-1.09	-0.91
Kinder unter 11J.																
Ja	0.64	0.72	0.53	0.54	0.42	0.83	0.85	0.83	-0.93	-1.26	-1.01	-0.81	-0.89	-1.04	-1.11	-0.91
Nein	0.67	0.75	0.55	0.56	0.42	0.85	0.87	0.85	-0.93	-1.28	-1.01	-0.82	-0.86	-1.07	-1.12	-0.92
Alter d. H-Vorstandes																
bis 40 J.	0.59	0.66	0.49	0.49	0.38	0.76	0.79	0.76	-0.92	-1.24	-1.01	-0.80	-0.88	-1.05	-1.11	-0.91
Über 40 J.	0.68	0.76	0.56	0.57	0.43	0.87	0.89	0.87	-0.93	-1.28	-1.01	-0.82	-0.87	-1.07	-1.12	-0.92
Haupteink.-quelle																
Manuelle Arbeit	0.65	0.72	0.53	0.54	0.42	0.83	0.86	0.83	-0.93	-1.29	-1.00	-0.81	-0.88	-1.05	-1.11	-0.92
Nichtman. Arbeit	0.58	0.65	0.48	0.49	0.36	0.74	0.76	0.74	-0.91	-1.23	-1.01	-0.80	-0.85	-1.05	-1.12	-0.92
Rente	0.71	0.79	0.58	0.59	0.44	0.90	0.92	0.90	-0.94	-1.28	-1.01	-0.82	-0.87	-1.08	-1.13	-0.91
And. Eink-quelle	0.62	0.70	0.52	0.53	0.42	0.82	0.84	0.82	-0.92	-1.28	-1.01	-0.82	-0.91	-1.05	-1.11	-0.90
Bildungsabschluss																
Fachschule o. höher	0.60	0.67	0.49	0.50	0.37	0.76	0.78	0.76	-0.92	-1.24	-1.01	-0.81	-0.85	-1.06	-1.12	-0.92
Hauptschule	0.70	0.78	0.57	0.58	0.44	0.89	0.92	0.89	-0.94	-1.29	-1.00	-0.82	-0.88	-1.06	-1.12	-0.91
Wohneigentum																
Ja	0.66	0.74	0.54	0.55	0.42	0.85	0.87	0.85	-0.93	-1.27	-1.01	-0.81	-0.87	-1.06	-1.12	-0.92
Nein	0.64	0.72	0.53	0.54	0.42	0.83	0.85	0.83	-0.93	-1.23	-1.01	-0.82	-0.88	-1.07	-1.12	-0.90
Siedlungstyp																
Budapest	0.64	0.72	0.53	0.54	0.41	0.82	0.85	0.82	-0.93	-1.22	-1.02	-0.82	-0.86	-1.08	-1.13	-0.91
Andere Stadt	0.63	0.71	0.52	0.53	0.40	0.81	0.84	0.81	-0.92	-1.26	-1.01	-0.81	-0.87	-1.06	-1.12	-0.92
Ländlich	0.70	0.79	0.58	0.59	0.45	0.90	0.92	0.90	-0.94	-1.31	-1.00	-0.81	-0.88	-1.06	-1.11	-0.92
Eigene Nm-Produktion																
Ja	0.70	0.79	0.58	0.59	0.44	0.90	0.92	0.90	-0.94	-1.31	-1.00	-0.81	-0.87	-1.06	-1.12	-0.92
Nein	0.63	0.70	0.52	0.53	0.40	0.80	0.83	0.80	-0.92	-1.24	-1.01	-0.82	-0.87	-1.06	-1.12	-0.91
Alle Haushalte	0.66	0.74	0.54	0.55	0.42	0.84	0.87	0.84	-0.93	-1.27	-1.01	-0.81	-0.87	-1.06	-1.12	-0.91

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage von Haushaltsbudgeterhebungen 1999.