

**Einkommens- und Preiselastizitäten für
Nahrungsmittel in Österreich. Ein Ver-
gleich verschiedener Schätzansätze**

Michael Wüger

Jänner 1989

28

Einkommens- und Preiselastizitäten für Nahrungsmittel in Österreich. Ein Ver- gleich verschiedener Schätzansätze

Michael Wüger

WIFO Working Paper 28

Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung
Austrian Institute of Economic Research

Einkommens- und Preiselastizitäten für Nahrungsmittel in Österreich - Ein Vergleich verschiedener Schätzansätze

In der vorliegenden Studie¹⁾ werden verschiedene Möglichkeiten der Abbildung der Nachfrage nach Nahrungsmitteln und Getränken aufgezeigt. Hauptanliegen ist eine möglichst disaggregierte Schätzung von Einkommens- und Preiselastizitäten, um langfristige Prognosen, an denen z.B. die Landwirtschaftspolitik²⁾ interessiert ist, zu ermöglichen. Zu diesem Zweck werden die bekannten singulären Ansätze um dynamische Spezifikationen ergänzt. Neben Einzelgleichungen werden erstmals in Österreich auch vollständige Nachfragemodelle zur Schätzung von Einkommens- und Preiselastizitäten des Nahrungsmittelverbrauchs verwendet, wobei ein hierarchisches Modell konzipiert wird, um zu disaggregierten Schätzungen zu kommen. Im Kapitel I werden die ökonometrischen Ansätze und die Diskriminierungsmöglichkeiten kurz vorgestellt. Kapitel II umfaßt eine Beschreibung der Datenbasis sowie den Aufbau des hierarchischen Modells. Im Kapitel III werden die Schätzergebnisse (Einkommens- und Preiselastizitäten) präsentiert. Schlußfolgerungen werden im Kapitel IV gezogen.

I. Ökonometrische Ansätze zur Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln und Getränken

I.1 Verwendete Ansätze

Für die ökonometrische Analyse der Nachfrage nach Nahrungsmitteln und Getränken bieten sich einerseits die Schätzung von Einzelgleichungen (singuläre Ansätze) andererseits die Verwendung von simultanen Gleichungssystemen (vollständigen Modellen) an. Vom theoretischen Standpunkt her sind vollständige Modelle singulären Ansätzen vorzuziehen, weil sie die Nachfrageentscheidung für ein Gut als einen Teil der Gesamtkonsumentscheidung darzustellen versuchen und somit Rückkoppelungseffekte berücksichtigen. Die gesamtwirtschaftliche Nachfrage wird theoretisch sauber aus der individuellen Entscheidung abgeleitet. Dies kann jedoch nur unter zum Teil restriktiven Annahmen erreicht werden. Solche Annahmen betreffen die spezielle Form der Nutzen- bzw. Kostenfunktion sowie Aggregierungsvorschriften und Ansprüche an den Datengenerierungsprozeß (Barten, 1977, Deaton-Muellbauer, 1980, Hansen, 1985, Otruba-Stiassny, 1986).

Einzelgleichungen berücksichtigen demgegenüber Rückkoppelungseffekte nur rudimentär. Sie sind jedoch einfach zu schätzen, da es im Gegensatz zu den vollständigen

Modellen keine Restriktionen zwischen den Gleichungen gibt, erlauben eine größere Flexibilität sowohl in der Auswahl der Funktionsform als auch der erklärenden Variablen und stellen keine hohen Anforderungen an die Datenbasis.

An vollständigen Modellen werden in der Studie ein Linear Expenditure System (LES) (Stone, 1954, Smeral, 1978, Tangermann, 1982) sowie ein Almost Ideal Demand System (AIDS) (Deaton-Muellbauer, 1980B, Working, 1943, Leser, 1963, Theil-Suhm-Meisner, 1981, Hansen, 1985) verwendet. Das AIDS zeichnet sich gegenüber dem LES durch weniger restriktive Annahmen sowie einfachere Schätzansätze aus. So lassen sich mit dem AIDS im Gegensatz zum LES auch inferiore Güter abbilden, und Tests auf Homogenität und Symmetrie können durch lineare Restriktionen auf fixe Parameter durchgeführt werden. Beim LES ist man auf komplizierte und aufwendige iterative Schätzverfahren angewiesen, beim AIDS kommt man mit gewöhnlichen Kleinstquadratschätzern aus (Schneider - Wüger, 1988)³).

Um disaggregierte Schätzungen zu ermöglichen, wurde mehrstufig gemäß einem hierarchischen Modell vorgegangen. Dieses Vorgehen impliziert, daß die einzelnen Aggregate die Annahmen separierbarer Präferenzen erfüllen.

An Einzelgleichungen wurden in der Studie neben den traditionellen Ansätzen (lineare, logarithmische,

semilogarithmische sowie logarithmisch inverse) noch zwei weitere angewendet. Zum einen handelt es sich dabei um Hendrys sogenanntes Fehlerkorrekturmodell (Hendry, 1978), das zuletzt u.a. wegen des engen Zusammenhangs mit kointegrierten Prozessen in Mode gekommen ist (Engle - Granger, 1987). Es geht davon aus, daß ein gewisser Gleichgewichtspfad (steady-state-Lösung) existiert. Abweichungen von diesem sind möglich und kommen immer wieder vor, sie lösen aber Korrekturmechanismen aus, die die Nachfrageentwicklung wieder auf einen Gleichgewichtspfad bringen. Der andere Ansatz geht auf Brown (1952) zurück. Wieder entdeckt wurde dieser Ansatz zuletzt u.a. von Campell und Deaton (1987). Sie zeigten, daß die jüngste Entwicklung des Konsums in den USA nicht mit einem permanenten Einkommens- bzw. Lebenszyklusmodell erklärt werden kann, sondern eher durch Brown's sogenannten "Habit-Persistence-Ansatz".

Beide Ansätze stellen eine dynamische Spezifikation dar, weil einerseits der Konsum (Brown) bzw. die Konsumquote (Hendry) der Vorperiode in die Schätzgleichung eingehen.

Welcher Ansatz zielführend ist, hängt z.B. davon ab, wie stark die Annahmen der vollständigen Modelle die Allgemeinheit restringieren bzw. wie gut es bei singulären Ansätzen gelingt Rückkoppelungseffekte zu berücksichtigen.

Tabelle 1: Verwendete Ansätze

Nr	Bezeichnung	Ansatz singulaer
1	Doppellog	$\log C_i = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log p_i$
2	Linkssemilog	$\log C_i = a_0 + a_1 Y + a_2 p_i$
3	Rechtssemilog	$C_i = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log p_i$
4	Loginvers	$\log C_i = a_0 + a_1 / Y + a_2 / p_i$
5	Linear	$C_i = a_0 + a_1 Y + a_2 p_i$
6	Brown log	$\log C_i = a_0 + a_1 \log C_{i-1} + a_2 \log Y + a_3 \log p_i$
7	Brown lin	$C_i = a_0 + a_1 C_{i-1} + a_2 Y + a_3 p_i$
8	Hendry restr	$\Delta \log C_i = a_0 + a_1 \log(C_i/Y)_{-1} + a_2 \Delta \log Y + a_3 \Delta \log p_i$
9	Hendry unrestr	$\Delta \log C_i = a_0 + a_1 \log Y_{-1} + a_2 \log(C_i/Y)_{-1} + a_3 \Delta \log Y + a_4 \Delta \log p_i + a_5 \log(p_i)_{-1}$
vollstaendige Modelle		
10	AIDS	$w_i = a_{i0} + a_{i1} \log(C/P^*) + \gamma_{i1} \log p_i + \dots + \gamma_{in} \log p_n$
11	LES	$C_i = m_i + b_i / p_i (C - \sum_j p_j m_j)$
Y	Einkommen bzw. Gesamtkonsumausgaben	m_i Mindestkonsummenge
C_i	Verbrauch des Gutes i	b_i Marg. Budgetanteil
p_i	Preis des Gutes i	log Logarithmus
w	Budgetanteil	Δ abs. Veraenderung gegen das Vorjahr
C	Gesamtkonsumausgaben	AIDS Almost Ideal Demand System
P^*	Stonepreisindex ($\log P = \sum_i w_i \log p_i$)	LES Linear Expenditure System
restr	langfristige Einkommens- elastizitaet der statischen steady state-Loesung auf 1 restringiert	unrestr unrestringiert

Die Ergebnisse müssen mit objektiven Kriterien bewertet werden, um zu einer Diskriminierung kommen zu können.

Tabelle 1: Verwendete Ansätze

I.2 Diskriminierungsmöglichkeiten

Weil in der Studie sowohl vollständige Modelle als auch Einzelgleichungen geschätzt werden, wird das Spektrum der Diskriminierungsmöglichkeiten eingeschränkt. Dadurch ist es nämlich kaum möglich Spezifikationstests wie sie z.B. Cox (1961, 1962) oder Davidson und MacKinnon (1981, 1982, 1983) vorschlagen, zu verwenden. Wie bereits erwähnt, bestehen in vollständigen Modellen Beziehungen zwischen den Gleichungen. Bei singulären Ansätzen gibt es hingegen diese Beziehungen nicht. Dadurch werden die angesprochenen Tests verzerrt, weil man Schätzgleichungen nach singulären Ansätzen denen aus vollständigen Modellen gegenüberstellt. Da in den einzelnen Ansätzen von unterschiedlichen Dimensionen (absolute Niveaus, Logarithmen, Veränderungsraten) ausgegangen wird, scheidet der herkömmliche Determinationskoeffizient (R^2) als Diskriminierungskriterium aus. Daher ist nach dimensionslosen Kriterien zu suchen, wobei außerdem zu berücksichtigen ist, daß ein wichtiges Ziel der Arbeit eine längerfristige Prognose ist.

Geeignet scheinen in dieser Hinsicht der Cusum- und der Cusum-Square-Test zu sein (Harvey, 1981). Diese Tests sind speziell für kleine Stichproben wie im vorliegenden Fall geeignet.

Der Cusum-Square-Test testet auf Homoskedastizität, der Cusum-Test auf Parameterstabilität. Beide Tests sind Tests gegen Mißspezifikation, sie sind dimensionslos und können Aufschluß über Strukturbrüche geben. Da Parameterstabilität und Homoskedastizität wichtige Eigenschaften von Prognosefunktionen sind, können Cusum- und Cusum-Square-Tests in unserem Fall aufschlußreiche Informationen für die Diskriminierung liefern.

Aufschluß über die Struktur der Fehler in den geschätzten Gleichungen gibt auch die Durbin-Watson-Statistik. Eine starke Korrelation in den Residuen der Schätzgleichung deutet auf Mißspezifikation bzw. Vernachlässigung von wichtigen Einflußfaktoren hin.

Über die Güte der Anpassung in der Beobachtungsperiode gibt der Standardfehler (SE=standard error) der Gleichung Auskunft, oder der prozentuelle durchschnittliche absolute Fehler (MAPE=Mean average percentage error).

Eine weitere und für den vorliegenden Fall wohl wichtigste Möglichkeit zur Diskriminierung bieten Ex-ante-Prognosen mit

den einzelnen Ansätzen. Es werden z.B. alle Gleichungen bis 1975 geschätzt, dann eine Prognose bis 1985 erstellt und die errechnete Prognose mit der tatsächlichen Entwicklung verglichen. Jener Ansatz, der die beste Übereinstimmung mit der Realität bringt, gilt als der beste.

Die bisher besprochenen Tests bezogen sich auf die gesamte Gleichung. Als weitere Diskriminierungsmöglichkeiten bieten sich Informationskriterien sowie Plausibilitätskriterien an. Als solche gelten die Richtigkeit des Vorzeichens eines Parameters sowie dessen Größenordnung. Für einzelne Parameter kann die Signifikanz mit Hilfe eines t-Tests getestet werden. Die Signifikanz eines Bündels von Parametern kann mit Hilfe eines F-Tests überprüft werden.

II. Die Datenbasis

II.1 Datenqualität und deren Auswirkung auf die Diskriminierung

Die VGR bietet den umfassendsten Einblick in den Ernährungsverbrauch, wenn auch die Qualität der Daten wie später gezeigt wird, auf disaggregierter Ebene zu wünschen übrig läßt. Die Verbrauchsgruppe Nahrungsmittel und Getränke wird aus insgesamt 150 Einzelpositionen gebildet, für die Angaben über Menge, Preis und damit auch Wert (zu Verbraucherpreisen) vorliegen.

Die genannten 150 Einzelpositionen des Nahrungsmittelkonsums sind Erzeugnisse wie sie der Konsument üblicherweise im Einzelhandel erwirbt (z.B. Brot, Bier, Wurst usw.). Das WIFO hat für den Zeitraum 1973 bis 1984 Berechnungen über den Anteil der Landwirtschaft an den Ernährungsausgaben (bzw. die Marktspanne für Nahrungsmittel und Getränke) vorgelegt (Schneider, 1986). Diese Unterlagen liefern Informationen über den Einsatz landwirtschaftlicher Rohprodukte in verschiedenen Nahrungsmitteln bzw. Gruppen von Nahrungsmitteln des Konsums laut VGR. Die Spannenrechnung des WIFO erlaubt es, zwischen dem Konsum laut VGR und dem Angebot an landwirtschaftlichen (Roh-)Produkten aus heimischer Erzeugung und Importen Brücken zu schlagen.

Die Konsumdaten der VGR bieten, ergänzt um Informationen aus der Marktspannenrechnung des WIFO, eine konsistente Ausgangsbasis für mehrstufige Konsummodelle. Dieser Datenstock kann daher sowohl mittels vollständiger Modelle als auch singulärer Ansätze durchleuchtet werden.

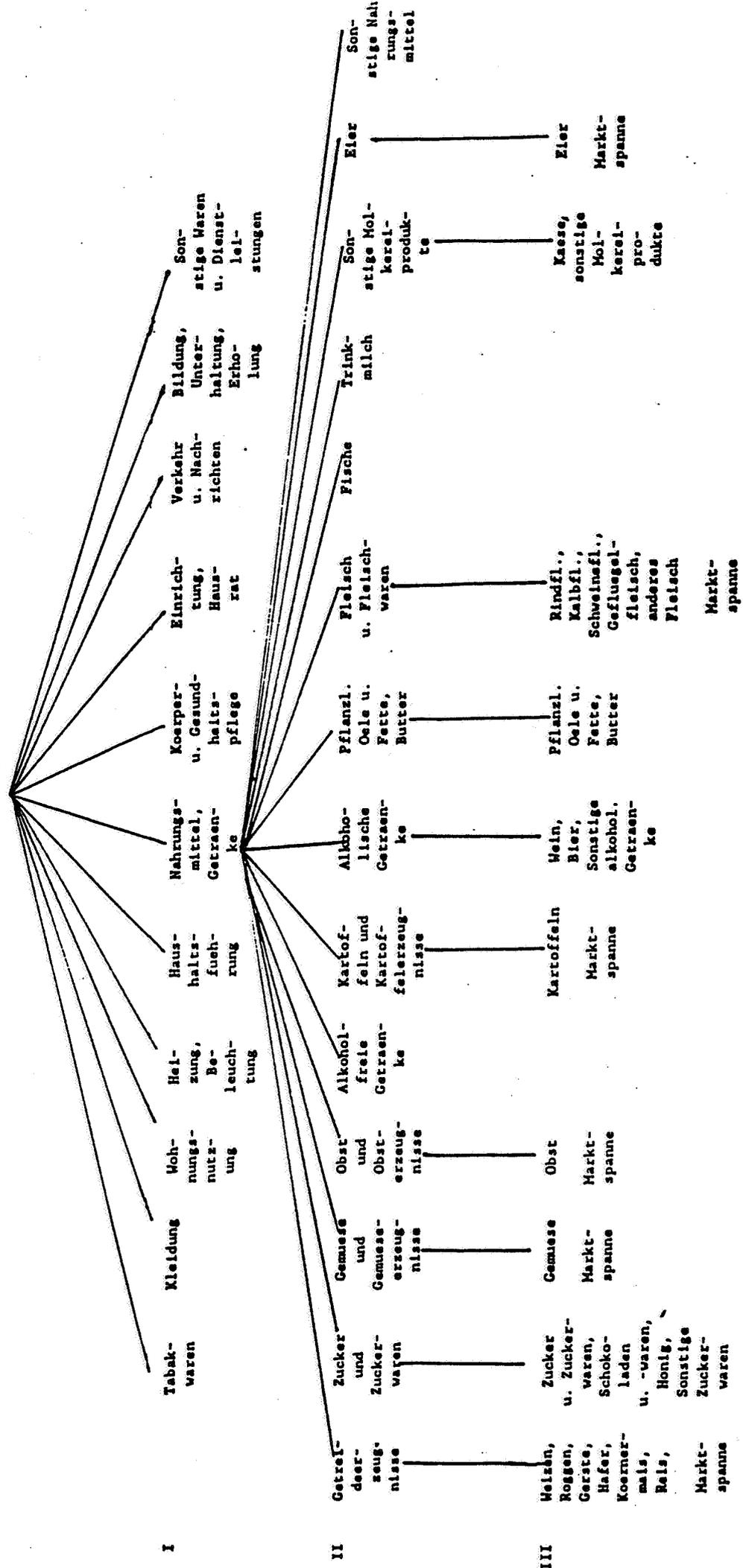
Ein spezielles Problem in der Studie stellt jedoch die Datenqualität dar. Berechnet man tatsächliche Einkommens- und Preiselastizitäten, indem man die relativen Nachfrageänderungen eines Gutes in Beziehung zur Einkommens- bzw. seiner Preisänderung setzt, so ergeben sich in relativ vielen Fällen unplausible Werte. Zwei- manchmal auch

Hierarchische Produktgliederung der vollständigen Nachfragemodelle

Konsumausgaben insgesamt

lt. VGR

Ebene



dreistellige Elastizitäten sind keine Seltenheit und deuten auf Brüche in den Datenreihen hin. Solche Brüche können entweder durch Verwendung von Dummyvariablen oder von Robustschätzern beseitigt werden. Die Verwendung von Dummyvariablen würde die Anzahl der Freiheitsgrade drastisch reduzieren. Die Anwendung von Robustschätzern war aus programmtechnischen Gründen in vollständigen Modellen nicht möglich.

Die schlechte Datenqualität entwertet zum Teil die vorher angeführten statistischen Tests. Deshalb muß vorwiegend auf Plausibilitätsüberlegungen (Größe und Vorzeichen der Elastizitäten) bei der Diskriminierung zurückgegriffen werden. Die statistischen Tests (Cusum, Cusum-Square-Tests, ex ante Prognosen) werden daher nur sporadisch und nur dort, wo es unbedenklich scheint angeführt.

Tabelle 2: Hierarchische Produktgliederung der vollständigen Nachfragemodelle

II.2 Hierarchischer Aufbau vollständiger Modelle

Sollen mit Hilfe vollständiger Modelle Aussagen auf der am tiefsten gegliederten Ebene (einzelne Produkte) getroffen werden, ist ein mehrstufiges Vorgehen gemäß einem "hierarchischen Modell" ratsam (siehe Tabelle 2). (Die

einzelnen Aggregate müssen allerdings die Annahme separierbarer Präferenzen erfüllen.) Die stufenweise Schätzung bringt wichtige Vorteile: Sie erleichtert die Berechnungen (Gewinn von Freiheitsgraden) und erlaubt eine vollständige Nutzung der verfügbaren Informationen (weil auf den verschiedenen Ebenen auch unterschiedlich lange Zeitreihen verwendet werden können).

Im gegenständlichen Fall wurde das Schätzmodell als hierarchischer Ansatz mit drei Ebenen konzipiert. Wie aus Tabelle 2 hervorgeht, werden auf der ersten Ebene die gesamten Konsumausgaben lt. VGR auf mehrere Verbrauchskategorien aufgeteilt, wobei unterschiedlich hohe Aggregationsniveaus gewählt wurden, um die Sensitivität der Ergebnisse auf Aggregierungen zu testen. Auf der zweiten Stufe (siehe Tabelle 2) wurden die Ausgaben für Nahrungsmittel in 14 Hauptgruppen unterteilt. Für die erste und zweite Stufe stehen relativ lange Zeitreihen zur Verfügung (seit 1954). Die dritte Stufe bringt eine weitere Aufgliederung des Nahrungsmittelkonsums. Sie verfolgt das Ziel, zu konsistenten Angaben über Verbrauchsmengen landwirtschaftlicher Rohprodukte zu gelangen. Soweit Daten über den Rohstoffeinsatz vorhanden sind, werden die in den Ausgabengruppen der zweiten Ebene enthaltenen landwirtschaftlichen Rohprodukte einzeln ausgewiesen. Die in der jeweiligen Produktgruppe enthaltenen Vermarktungs- und Verarbeitungsleistungen verbleiben als Restgröße. Wie in

Tab. 3

Durchschnittliche Elastizitaeten fuer Nahrungsmittel
aus singulaeren Ansaetzen
(Zeitperiode 1960-1985)

Elastizitaet	linear	L. s. log	R. s. log	L.-inver	Hendry	Dop. log	Brown
Einkommen	0,35	0,40	0,29	0,28	0,39	0,33	0,32
Preise	-0,49	-0,25	-0,75	-0,80	-0,22	-0,55	-0,54

L. s. log: Linkssemilogarithmisch
R. s. log: Rechtssemilogarithmisch
L.-inver: Logarithmischinvers
Hendry: Zeitperiode 1961-1985
Dop. log: Doppellogarithmisch
Brown : Brownansatz logarithmisch

Durchschnittliche Elastizitaeten fuer Nahrungsmittel
aus AIDS-Ansaetzen
(Zeitperiode 1960-1985)

Elastizitaet	M1	M2	M3	M4	M5
Gesamtkonsum	0,39	0,39	0,32	0,50	0,42
Preise	-0,64	-0,77	-0,71	-0,71	-0,51
kompensiert	-0,52	-0,65	-0,61	-0,56	-0,38

Durchschnittliche Elastizitaeten fuer Nahrungsmittel
aus LES-Ansaetzen (Zeitperiode 1960-1985)

Elastizitaet	M1	M2	M3	M4	M5
Gesamtkonsum	.	.	.	0,34	0,46
Preise	.	.	.	-0,38	-0,19
kompensiert	.	.	.	-0,29	-0,06

Gruppierungen:

M1: Nahrungsmittel, Kleidung, Sonstiges
M2: Nahrungsmittel, Wohnung, Sonstiges
M3: Nahrungsmittel, Heizung u. Beleuchtung, Sonstiges
M4: Nahrungsmittel, Andere Nichtdauerhafte Konsumgueter, Dienstleistungen, Dauerhafte Konsumgueter
M5: Nahrungsmittel, Tabak, Kleidung, Wohnung, Heizung u. Beleuchtung, Haushaltsfuehrung, Koerper- u. Gesundheitspflege, Einrichtung u. Hausrat, Bildung, Erholung, Unterhaltung, Verkehr u. Nachrichten, Sonstiges
. Keine brauchbaren Ergebnisse

Tabelle 2 dargestellt, konnten derartige Berechnungen für die Produktgruppen Getreideerzeugnisse, Kartoffeln und Kartoffelerzeugnisse, Fleisch und Fleischwaren, Gemüse, Obst sowie Eier durchgeführt werden. Einschlägige Informationen stehen allerdings nur für die Zeitperiode 1973 bis 1984 zur Verfügung. Auch die Produktgruppen Zucker und Zuckerwaren, alkoholische Getränke, pflanzliche Öle und Fette und Butter sowie sonstige Molkereiprodukte wurden auf der dritten Ebene weiter unterteilt. Für die verbleibenden Gruppen (alkoholfreie Getränke, Fische, Trinkmilch, sonstige Nahrungsmittel) wurden auf der dritten Ebene keine weiteren Unterteilungen vorgenommen.

Tabelle 3: Durchschnittliche Elastizitäten für Nahrungs-
mittel

III. Schätzergebnisse⁴⁾

III.1 Vollständige Modelle

Auf der ersten Stufe wurden mehrere Aggregierungsniveaus getestet (siehe Tabelle 3), um die Sensitivität der Ergebnisse aufzuzeigen. Das AIDS lieferte für alle Aggregierungen Lösungen, das LES nur für die letzten zwei (M4, M5). Beim AIDS zeigen sich bei den Einkommenselastizitäten mit Ausnahme des

Aggregierungsniveaus M4 (Gesamtkonsum unterteilt in: Nahrungsmittel, andere nichtdauerhafte Konsumgüter, Dienstleistungen, dauerhafte Konsumgüter) keine nennenswerten Unterschiede (Preiselastizitäten reagieren erfahrungsgemäß stärker). Daß das Aggregierungsniveau M4 Ausreißer produziert, ist darauf zurückzuführen, daß die Nachfrage nach dauerhaften Konsumgütern in der Vergangenheit von Sondereinflüssen (z.B. Einführung und Erhöhungen der Mehrwertsteuer) beeinträchtigt wurde (Wüger, 1985). Diese Beeinträchtigungen führten zu Verzerrungen in den Schätzgleichungen für dauerhafte Konsumgüter. Durch die Interdependenzen zwischen den einzelnen Gleichungen pflanzen sich diese auf die Schätzgleichungen für die anderen Güter fort. Weil das LES für die Aggregierungen M1, M2, M3 keine Lösungen und die Aggregierung M4 Verzerrungen lieferte, wurde das Aggregierungsniveau M5 (Konsum unterteilt in: Nahrungsmittel, Tabak, Kleidung, Wohnung, Heizung und Beleuchtung, Haushaltsführung, Körper- und Gesundheitspflege, Einrichtung und Hausrat, Bildung, Erholung und Unterhaltung, Verkehr und Nachrichten, Sonstiges) für die Schätzung der ersten Ebene verwendet.

Die Schätzungen der Elastizitäten der Nachfrage nach Nahrungsmitteln und Getränken im Bezug auf Änderungen der gesamten Konsumausgaben (= "Einkommenselastizität") stimmen auf der Aggregationsebene M5 zwischen AIDS und LES im Durchschnitt sehr gut überein (siehe Tabelle 3). In der

Entwicklung spiegeln sich die impliziten Annahmen der Modelle: Während nach dem LES-Ansatz die Gesamtnahrungsmittelerlastizität zwischen 1960 und 1985 ansteigt, nimmt sie nach dem AIDS-Ansatz ab.

Die Daten der zweiten Stufe weisen die schon erwähnten großen Mängel auf. Auf dieser Ebene lieferten AIDS und LES für den Durchschnitt der Beobachtungsperiode deutliche Unterschiede in den Einkommenselastizitäten bei Zuckerwaren, Gemüse, Obst, alkoholfreien Getränken, Kartoffeln, Fischen, Eiern sowie sonstigen Nahrungsmitteln.

Auf der dritten Stufe, lassen sich vollständige Modelle infolge des kurzen Beobachtungszeitraumes (1973 bis 1984) nur sehr beschränkt anwenden. Dies gilt insbesondere für die weiteren Unterteilungen der Verbrauchsgruppen Getreideerzeugnisse sowie Fleisch und Fleischwaren (geringe Anzahl von Freiheitsgraden).

Das AIDS lieferte infolge seiner weniger restriktiven Annahmen, die sich insbesondere auf niedrigerem Aggregationsniveau stärker bemerkbar machen, für alle Verbrauchsgruppen Lösungen, sie sind jedoch statistisch nur wenig gesichert. Auch die ermittelten Parameter des LES sind eher Zufallsergebnisse als harte statistische Tatsachen. Für die Unterteilung der Getreideerzeugnisse ergab es keine Lösungen, weil der iterative Algorithmus nicht konvergierte.

Tab. 4

Einkommenselastizitaeten mit dynamischen singulaeren Ansaetzen
sowie vollstaendigen Modellen (Zeitperiode 1960-1985)

Verbrauchsgruppen	Hendry	Brown 1	Brown 2	AIDS	LES
Getreideerzeugnisse	0,18	0,23	0,24	0,19	0,23
Zuckerwaren	0,35	0,18	0,31	0,28	0,46
Gemuese	0,65	1,18	0,82	0,77	0,45
Obst	2,63	0,29	0,47	0,62	0,42
alkoholfreie Getraenke	1,40	1,41	1,12	0,84	1,15
Kartoffel u. -erzeugnisse	0,13	0,45	0,60	-0,11	0,46
alkoholische Getraenke	-0,11	0,26	0,26	0,45	0,35
pflanzl. Oele u. Fette, Butter	0,27	0,25	0,16	0,37	0,38
Fleisch u. -waren	0,24	0,59	0,64	0,42	0,47
Fische u. -erzeugn.	0,60	0,93	1,13	0,42	0,61
Trinkmilch	-0,26	-0,15	-0,23	0,08	0,14
Sonstige Molkereiprodukte	0,84	1,35	1,46	1,00	0,92
Eier	0,92	0,11	0,07	0,36	0,11
Sonstige Nahrungsmittel	1,15	0,84	0,73	0,44	1,15

Brown 1:doppellog

Brown 2:linear

AIDS :Almost Ideal Demand System

LES: Linear Expenditure System

* nicht signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5%

Bei den vollstaendigen Modellen koennen wegen der geschachtelten Ermittlung sowie aus programmtechnischen Gruenden die Signifiganzgrenzen nicht angegeben werden

Gute Übereinstimmung in den Einkommenselastizitäten zwischen AIDS und LES ergaben sich für Zucker, Gemüse, Obst, sonstige alkoholische Getränke, pflanzliche Öle und Fette, Butter, Schweinefleisch, Geflügelfleisch, anderes Fleisch, Trinkmilch, sonstige Molkereiprodukte sowie Eier.

Bei den Preiselastizitäten liefern AIDS und LES auf der ersten Stufe schon im Durchschnitt große Differenzen. Nach dem LES sind die Preiselastizitäten deutlich geringer als nach dem AIDS. Die gewöhnliche Preiselastizität beträgt nach dem LES $-0,19$, die kompensierte $-0,06$. Für das AIDS wurden Preiselastizitäten von $-0,51$ bzw. $-0,38$ ermittelt.

Auf der zweiten Ebene lieferte das LES für alle Verbrauchsgruppen im Durchschnitt negative Preiselastizitäten. Für den AIDS-Ansatz ergaben sich bei der gewählten Gruppierung hauptsächlich wegen der angesprochenen Datenmängel bei vier Gruppen positive (jedoch statistisch nicht gesicherte) Preiselastizitäten (siehe Tabelle 5). Die ermittelten Elastizitäten des LES sind durchaus niedriger als die nach dem AIDS-Ansatz.

Tabelle 4: Einkommenselastizitäten mit dynamischen singulären Ansätzen sowie vollständigen Modellen

Tab. 5

Preiselastizitaeten mit dynamischen singulaeren Ansaetzen
sowie vollstaendigen Modellen (Zeitperiode 1960-1985)

Verbrauchsgruppen	Hendry	Brown 1	Brown 2	AIDS-ge.	AIDS-ko.	LES-ge.	LES-ko.
Getreideerzeugnisse	-0,31	-0,38	-0,16	-0,62	-0,60	-0,09	-0,04
Zuckerwaren	-0,92	-0,90	-0,77	-0,81	-0,79	-0,15	-0,09
Gemuese	0,17	1,45	1,14	-0,21	-0,16	-0,13	-0,07
Obst	0,13	-0,56	-0,25	0,03	0,07	-0,15	-0,09
alkoholfreie Getraenke	-1,02	-0,63	-1,98	-1,07	-1,04	-0,33	-0,25
Kartoffel u. -erzeugnisse	-0,06	-0,66	-0,64	0,18	0,18	-0,12	-0,10
alkoholische Getraenke	-0,44	-0,07	-0,23	-0,03	0,05	-0,19	-0,06
pflanzl. Oele u. Fette, Butter	-0,48	-0,75	-0,89	-0,51	-0,49	-0,11	-0,07
Fleisch u. -waren	0,04	-0,16	-0,06	0,30	0,41	-0,34	-0,07
Fische u. -erzeugn.	-0,99	-1,38	-1,42	-0,29	-0,28	-0,13	-0,11
Trinkmilch	-0,01	1,07	1,21	0,09	0,09	-0,04	-0,02
Sonstige Molkereiprodukte	-0,14	-0,36	-0,49	-0,62	-0,58	-0,25	-0,16
Eier	-0,35	-0,03	-0,06	-0,22	-0,21	-0,03	-0,02
Sonstige Nahrungsmittel	-0,85	-1,14	-2,14	.	.	-0,36	-0,26

Brown 1:doppellog

Brown 2:linear

AIDS :Almost Ideal Demand System

LES: Linear Expenditure System

ge.:gewoehnliche Preiselastizitaet

ko.:kompensierte Preiselastizitaet

* nicht signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5%

Bei den vollstaendigen Modellen koennen wegen der geschachtelten Ermittlung sowie aus programmtechnischen Gruenden die Signifiganzgrenzen nicht angegeben werden

Tabelle 5: Preiselastizitäten mit dynamischen singulären Ansätzen sowie vollständigen Modellen

Auf der dritten Stufe lieferte das LES wie bereits erwähnt für die Unterteilung der Getreideerzeugnisse überhaupt keine Lösungen, das AIDS weitgehend unbrauchbare (negative Preiselastizitäten ergaben sich nur für Weizen und Reis). Bei den verbleibenden Gruppen ist die Übereinstimmung zwischen AIDS und LES in den Preiselastizitäten für Gemüse, Obst, pflanzliche Öle und Fette sowie Eier gut. Größere Diskrepanzen sind bei Zuckerwaren und vor allem alkoholfreien Getränken zu beobachten.

Tests mit Hilfe des AIDS-Ansatzes ergaben, daß die Homogenitätsbedingung generell nicht in Widerspruch mit den Daten steht, wohl aber in einigen Fällen die Symmetriebedingungen. Dies wurde auch in anderen Arbeiten beobachtet (Hansen, 1985, Deaton-Muellbauer, 1980A).

III.2 Singuläre Ansätze

Bei der Analyse der Datensätze der VGR mittels singulären Ansätzen zeigt sich, daß auf der ersten Ebene die dynamische Spezifizierung (insbesondere der Hendry-Ansatz) den herkömmlichen Ansätzen deutlich überlegen ist. Während Cusum- und Cusum of Square-Tests bei den statischen Ansätzen

auf einen Strukturbruch im Jahr 1973 hindeuten, ergeben sich bei der dynamischen Spezifizierung keine solchen Hinweise. Die Konsequenzen davon sind, daß es bei diesen herkömmlichen Ansätzen zu einer deutlichen Unterschätzungstendenz bei einer langfristigen (Zehnjahres-) Ex-ante-Prognose kommt. Bei der dynamischen Spezifizierung ist diese Tendenz nicht so eindeutig.

Auch die geschätzten Einkommens- bzw. Preiselastizitäten entsprechen beim Hendry-Ansatz am ehesten den Erwartungen. Insgesamt gesehen zeigen sich in den Einkommenselastizitäten für Nahrungsmittel zwischen den einzelnen Schätzansätzen relativ geringe Unterschiede (sie schwanken zwischen 0,3 und 0,4). Größere Differenzen ergeben sich erwartungsgemäß bei den Preiselastizitäten.

Auf der zweiten Stufe ist die Überlegenheit der dynamischen Spezifizierung nicht mehr eindeutig. Dies hängt sicherlich mit der schlechten Datenbasis zusammen. Eine Überlegenheit der dynamischen Spezifizierung zeigt sich (nach dem Cusum- und Cusum of Square-Test) z.B. bei Getreideprodukten, nicht jedoch bei alkoholischen Getränken. Der Hendry-Ansatz liefert auch in überdurchschnittlich vielen Fällen insignifikante Parameter, hervorgerufen z.T. durch die schlechte Qualität der Datenbasis. Signifikante Einkommenselastizitäten lieferte der Hendry-Ansatz nur für Obst (durch Datenfehler nach oben verzerrt), alkoholfreie

Einkommens- und Preiselastizitäten mit statistisch singulären Ansätzen
(Zeitperiode 1960-1985)

Verbrauchsgruppen	Linear L. s. log R. s. log L. invers Doppel- log				
	Einkommen				
Getreideerzeugnisse	0,22	0,39	0,17	0,12	0,17
Zuckerwaren	0,31	0,39	0,18	0,29	0,19
Gemuese	0,92	0,78	0,97	0,94	1,00
Obst	0,47	0,39	0,31	0,19*	0,32
alkoholfreie Getraenke	1,00	1,57	0,80	1,28	1,52
Kartoffel u. -erzeugnisse	0,44	0,39	0,36	0,25	0,34
alkoholische Getraenke	0,72	0,78	0,64	0,62	0,70
pflanzl. Oele u. Fette, Butter	0,24	0,39	0,26	0,30	0,29
Fleisch u. -waren	0,66	0,78	0,56	0,54	0,62
Fische u. -erzeugn.	0,92	0,78	0,95	0,89	0,91
Trinkmilch	0,15	0,02	0,15	0,15	0,15
Sonstige Molkereiprodukte	1,40	1,57	1,47	1,36	1,40
Eier	0,03*	0,16*	0,15*	0,26	0,15*
Sonstige Nahrungsmittel	1,12	1,18	0,49	0,79	0,89
	Preise				
Getreideerzeugnisse	-0,27*	-0,28	-0,51	-0,71	-0,51
Zuckerwaren	-0,67	-0,83	-0,91	-0,88	-0,89
Gemuese	0,48*	0,45*	0,59	0,48	0,62
Obst	-0,14*	-0,11*	-0,49*	-0,71	-0,42*
alkoholfreie Getraenke	-2,07	-0,26*	-2,43	-0,95	-0,55
Kartoffel u. -erzeugnisse	-0,23*	-0,19*	-0,35*	-0,43	-0,30*
alkoholische Getraenke	0,55	0,69	0,27	0,16*	0,41
pflanzl. Oele u. Fette, Butter	-0,80	-0,83	-0,73	-0,60	-0,64
Fleisch u. -waren	-0,07*	0,16*	-0,35	-0,36	-0,14
Fische u. -erzeugn.	-1,30	-1,03	-1,56	-1,39	-1,34
Trinkmilch	0,08*	0,08*	0,07*	0,09*	0,08*
Sonstige Molkereiprodukte	-0,49	0,30*	-1,08	-0,90	-0,27*
Eier	-0,28	-0,31*	-0,06*	0,14*	-0,08*
Sonstige Nahrungsmittel	-1,12	-0,92	-1,96	-1,17	-1,04

L. s. log: Linkssemilogarithmisch

R. s. log: Rechtssemilogarithmisch

L.-invers: Logarithmischinvers

* nicht signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5%

Getränke, sonstige Molkereiprodukte sowie Eier. Signifikante Preiselastizitäten ergaben sich nach dem Hendry-Ansatz nur für Getreideerzeugnisse, Zuckerwaren, alkoholfreie Getränke, alkoholische Getränke, pflanzliche Öle und Fette, Butter, Fische und Fischerzeugnisse, Eier sowie sonstige Nahrungsmittel. Auch der Brown-Ansatz lieferte überdurchschnittlich viele statistisch nicht gesicherte Preis- bzw. Einkommenselastizitäten.

Zwar sind die Schätzgleichungen der singulären Ansätze auf der dritten Stufe etwas besser gesichert als die der vollständigen Modelle. Herkömmlichen statistischen Signifikanzniveaus genügen sie infolge der kurzen Beobachtungsperiode jedoch kaum. Als noch am besten gesichertes Ergebnis kann festgehalten werden, daß auf der dritten Ebene die Überlegenheit der dynamischen Spezifizierung insbesondere bei Verwendung des Hendry-Ansatzes weitgehend verlorengelht.

Tabelle 6: Einkommens- und Preiselastizitäten mit statisch singulären Ansätzen

III.3 Vergleich vollständige Modelle und singuläre Ansätze

Will man detaillierte Ergebnisse der singulären Ansätze mit denen der vollständigen Modelle vergleichen, so kann das

fundiert nur auf der zweiten Ebene und mit Hilfe von Plausibilitätsüberlegungen (Vorzeichen und Größe der geschätzten Elastizitäten und ihre statistische Signifikanz) erfolgen. Betrachtet man die Einkommenselastizitäten (=Gesamtausgabenelastizitäten, im Falle singulärer Ansätze werden nur die statistisch gesicherten Werte beachtet) so zeigt sich folgendes: Bei Getreideprodukten, pflanzlichen Ölen und Fetten, Butter und Trinkmilch stimmen nicht nur LES und AIDS relativ gut überein, die geschätzten Einkommenselastizitäten erreichen auch in etwa die Größenordnung der (statistisch gesicherten) singulären Ansätze. Bei Fleisch und Fleischwaren stimmen die Schätzungen der vollständigen Modelle ebenfalls sehr gut überein, die singulären Ansätze liefern jedoch durchaus höhere, den Erwartungen eher entsprechende Einkommenselastizitäten. Bei jenen Verbrauchsgruppen, bei denen die vollständigen Modelle größere Unterschiede in den Einkommenselastizitäten zeigten, lagen die Schätzungen mit dem AIDS-Ansatz in folgenden Gruppen näher bei den Ergebnissen der singulären Ansätze: Zucker, Gemüse, alkoholische Getränke, sonstige Molkereiprodukte sowie Eier. Bei Obst, alkoholfreien Getränken, Kartoffeln sowie Fischen stimmten hingegen die Einkommenselastizitäten nach dem LES-Ansatz besser mit denen der singulären Ansätze überein.

Bei den Preiselastizitäten stimmen lediglich bei Gemüse und Eiern die Schätzungen der beiden vollständigen Modelle sehr

gut überein. Bei Getreideprodukten, Zucker, alkoholfreien Getränken, pflanzlichen Ölen und Fetten, Butter, Fischen sowie sonstigen Molkereiprodukten stimmen die Elastizitäten des AIDS besser mit den statistisch gesicherten Werten der singulären Ansätze überein, bei Obst, Kartoffeln, Fleisch sowie Trinkmilch hingegen jene des LES. Auffallend ist auch, daß die singulären Ansätze bei Fischen deutlich höhere Preiselastizitäten lieferten als die vollständigen Modelle. Weiters zeigt sich, daß brauchbare Preiselastizitäten für Gemüse, alkoholische Getränke sowie Trinkmilch nur mit Hilfe von vollständigen Modellen ermittelt werden konnten.

IV. Schlußfolgerungen

In der Studie wurde versucht, mehrere Möglichkeiten zur Schätzung von disaggregierten Einkommens- und (Eigen-)Preiselastizitäten für Nahrungsmittel aufzuzeigen und mit Hilfe eines hierarchischen Modells auch vollständige Modelle für die Schätzungen heranzuziehen. Die Ergebnisse lassen sicherlich keine definitiven Schlüsse darüber zu, ob es sinnvoller ist vollständige Modelle zu schätzen oder eher Einzelgleichungen und welches vollständige Modell bzw. welcher singuläre Ansatz dem anderen überlegen ist. Dazu ist die vorhandene Datenbasis einerseits zu kurz, andererseits ihre Qualität zu schlecht. Einige Punkte sind jedoch erwähnenswert. Unter den gewählten vollständigen Modellen

scheint bei Verwendung tiefgegliederter Daten der AIDS-Ansatz dem LES vorzuziehen zu sein. Dann ist nämlich die Anforderung in den Gruppierungen nur nicht inferiore Güter zu verwenden, kaum mehr haltbar. Für das AIDS spricht auch, daß auf der zweiten Stufe die Einkommens- und Preiselastizitäten in der Mehrzahl der Fälle näher bei denen der singulären Ansätze lagen als beim LES-Ansatz, auf der dritten Stufe das AIDS in allen Verbrauchsgruppen Lösungen lieferte und z.B. dort wo es größere Abweichungen in den Preiselastizitäten gab (Zuckerwaren, alkoholfreie Getränke) die Schätzwerte des AIDS plausibler erscheinen.

Darüberhinaus hat das AIDS auch noch schätztechnische Vorteile. Es ist relativ einfach zu schätzen und Tests auf Homogenität und Symmetrie können durch lineare Restriktionen auf fixe Parameter durchgeführt werden. Hingegen ist man beim LES auf komplizierte und aufwendige iterative Verfahren angewiesen.

Vom theoretischen Standpunkt her ist es sicherlich sinnvoller vollständige Modelle zu verwenden. Manche Ergebnisse auf höherer Aggregationsstufe (bis zur zweiten Stufe) scheinen auch auf eine empirische Überlegenheit hinzudeuten. So liefern die vollständigen Modelle für Gemüse, alkoholische Getränke sowie Trinkmilch sinnvollere Preiselastizitäten als die singulären Ansätze. Andere Ergebnisse zeigen aber selbst auf dieser Aggregationsstufe eine Überlegenheit der singulären Ansätze. So liefern die

Einzelgleichungen plausiblere Einkommenselastizitäten für Fleisch und Fleischwaren als die vollständigen Modelle. Für detaillierte Informationen und relativ kurze Beobachtungszeiträume dürften allgemein singuläre Ansätze vorzuziehen sein. Die notwendigen Annahmen der vollständigen Modelle dürften auf tieferer Aggregationsstufe mit den Daten nicht verträglich sein. Dafür spricht z.B. der Umstand, daß die einstufigen Schätzer der Einkommenselastizitäten mit singulären Ansätzen von denen der vollständigen Modelle auf der dritten Stufe deutlich stärker abweichen als mehrstufige Schätzer⁵⁾. Die Separierbarkeitsbedingung dürfte also durch die Daten nicht gestützt werden.

Cusum- und Cusum of Square-Tests sowie die langfristige Prognosefähigkeit deuten zumindest auf höherer Aggregatsstufe eine Überlegenheit der dynamischen Spezifizierung bei Einzelgleichungen gegenüber statischen Ansätzen an.

Fußnoten:

1) Für die Bereitstellung der benötigten Software insbesondere für die vollständigen Modelle bin ich Prof.Schleicher zu großem Dank verpflichtet.

2) Die Arbeit ist eine Vorstudie eines vom Bundesministerium für Land- und Forstwirtschaft geförderten Projekts: "Nachfrage nach Nahrungsmitteln und Getränken (Analyse und Vorschau bis 1990/1995)".

3) In der Studie wurde auf eine dynamische Spezifikation der vollständigen Modelle verzichtet. Dafür waren neben dem ungleich höheren Schätzaufwand vor allem die kurze Beobachtungsperiode und insbesondere die unzureichende Datenqualität maßgebend.

4) Da zehn verschiedene Ansätze für bis zu 27 Gütern (III.Stufe) geschätzt wurden, können die Funktionen (insgesamt wurden 710 Gleichungen gerechnet) bzw. die durchgeführten Tests wegen der Materialfülle nicht wiedergegeben werden. Interessenten können jedoch für sie interessante Ergebnisse beim Autor jederzeit anfordern.

5) Bei mehrstufigen Schätzern der Einkommenselastizitäten mit singulären Ansätzen wurde zuerst die Einkommenselastizität des übergeordneten Gutes geschätzt (z.B. Getreideprodukte). Dann wurde die Elastizität des Gutes auf der dritten Ebene gegenüber Änderungen des übergeordneten Gutes (z.B. die Elastizität des Weizens gegenüber Änderungen der Nachfrage nach Getreideprodukten)

ermittelt. Durch Multiplikation ergab sich schließlich die Einkommenselastizität des Gutes der dritten Ebene (z.B. Weizen).

Literatur:

Brown, T.M., "Habit Persistence and Lags in Consumer Behaviour", *Econometrica*, 1952, 20(3).

Campell, J.Y., Deaton, A.S., "Is Consumption Too Smooth?", NBER Working Paper No. 2134, January 1986.

Cox, D.R., "Tests of Separate Families of Hypotheses", *Proceedings of the Fourth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, Volume 1, University of California Press, Berkeley, 1961.

Cox, D.R., "Further Results on Tests of Separate Families of Hypotheses", *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 1962, 24.

Davidson, R., MacKinnon, J.G., "Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses", *Econometrica*, 1981, 49.

Davidson, R., MacKinnon, J.G., "Some Non-nested Hypotheses and Relations Among Them", *Review of Economic Studies*, 1982, 49.

Davidson, R., MacKinnon, J.G., "Testing the Specification of Multivariate Models in the Presence of Alternative Hypotheses", *Journal of Econometrics*, 1983, 23.

Deaton, A., Muellbauer, J., "Economics and Consumer Behaviour", Cambridge University Press, Cambridge, Mass., 1980A.

Deaton, A., Muellbauer, J., "An Almost Ideal Demand System", *American Economic Review*, 1980B, 70(3).

Engle, R.F., Granger, O.W.J., "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 1987, 55(2).

Hansen, G., "Die Nachfrage nach nichtdauerhaften Gütern - Eine Schätzung an Hand des Almost-Ideal-Demand-Systems", *Jahrbuch für Nationalökonomie und Statistik*, 1985, 200(1).

Harvey, A.C., *The Econometric Analysis of Time Series*, Oxford, 1981.

Hendry, E., Davidson, J., Srba, F., Yeo, S., "Econometric Modelling of the Aggregate Series Relationship between Consumer Expenditure and Income in the U.K.", *Economic Journal*, 1978, 88.

Leser, C.E.V., "Forms of Engel Functions", *Econometrica*, 1963, 31.

Otruba, H., Stiassny, A., *Ökonometrische Auswertung der Haushaltsstatistik der Kammer für Arbeiter und Angestellte für Wien*, Wien, 1986.

Schneider, M., "Wettbewerbsposition der österreichischen Landwirtschaft und Marktspannen auf dem inländischen Nahrungsmittelmarkt", *WIFO-Monatsberichte*, 1986, 59(5).

Smeral, E., "Ein Entscheidungsmodell für Konsumieren und Sparen", *Empirica*, 1978, 5(2).

Stone, R., "Linear-Expenditure-Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand", *The Economic Journal*, 1954.

Tangermann, S., de Haen, H., Murty, K.N., "Künftiger Nahrungsmittelverbrauch in der europäischen Gemeinschaft - Ergebnisse eines simultanen Nachfragesystems", *Schriftenreihe des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten*, 1982, (271).

Theil, H., Suhm, E.S., Meisner, J.F., "International Consumption Comparisons. A System-Wide Approach", *Amsterdam-New York-Oxford*, 1981.

Working, H., "Statistical Laws of Family Expenditures",
Journal of the American Association, 1943, 38.

Wüger, M., "Der private Konsum im Strukturwandel",
WIFO-Monatsberichte, 1985, 58(11).