

---

# Working Paper Nr.: 1/2000

Wolfgang Blaas, Lena Sieber

Schätzung von direkten Preis-, Kreuzpreis- und Einkommenselastizitäten basierend auf einem vollständigen Konsummodell unter besonderer Berücksichtigung des Marktes alkoholfreier Getränke



TECHNISCHE  
UNIVERSITÄT  
WIEN

VIENNA  
UNIVERSITY OF  
TECHNOLOGY



**Schätzung von  
direkten Preis-, Kreuzpreis- und  
Einkommenselastizitäten basierend auf einem  
vollständigen Konsummodell unter besonderer  
Berücksichtigung des Marktes  
alkoholfreier Getränke**

Wolfgang Blaas, Lena Sieber

# 1 Einleitung, Problemstellung und Überblick

In der vorliegenden Studie wird die Schätzung der direkten Preis-, der Kreuzpreis- sowie der Einkommenselastizitäten des österreichischen privaten Konsums durchgeführt. Dabei wird besonderes Augenmerk auf die Auswirkungen von Preisveränderungen von alkoholfreien Getränken (und hier vor allem von Erfrischungsgetränken) gelegt, um in der Folge in möglichen weiterführenden Studien die Auswirkungen von Veränderungen bzw. der Abschaffung der Getränkesteuer auf alkoholfreie Getränke auf die österreichische Wirtschaft qualitativ und quantitativ beurteilen zu können.

Um die Fragestellung systematisch zu erörtern, ist die vorliegende Studie in folgende zwei Hauptabschnitte gegliedert:

- Im ersten Hauptabschnitt (Kapitel 2) werden die methodischen Grundlagen zur Ableitung von Elastizitäten aus einem Nachfragesystem sowie zur Auswahl und zur Schätzung eines adäquaten Nachfragesystems dargelegt.
- Der zweite Hauptabschnitt (Kapitel 3) umfasst die empirische Analyse der gegebenen Problemstellung. Beginnend mit einer Untersuchung des zur Verfügung stehenden Datenmaterials werden im Anschluss daran mit den im ersten Abschnitt vorgestellten Methoden ein vollständiges Nachfragesystem in zwei bzw. drei hierarchischen Stufen aus diesen Daten geschätzt und die Signifikanz der einzelnen Parameter untersucht. Abschließend werden aus diesen Parametern die gesuchten Elastizitäten mit Hilfe einer ebenfalls zu schätzenden Konsumfunktion des Gesamtkonsums abgeleitet.

Eine Zusammenfassung (Kapitel 4) beschließt den inhaltlichen Teil der Arbeit. Der Vereinbarung mit dem Auftraggeber entsprechend sind schließlich noch einige Überlegungen über weiterführende Studien zum Thema der volkswirtschaftlichen Auswirkungen von Änderungen steuerlicher Regelungen im Getränkebereich angeschlossen (Kapitel 5).

## 2 Methodische Grundlagen

In diesem Abschnitt werden die methodischen Grundlagen vorgestellt. Dabei wird wie folgt vorgegangen: Die Ableitung der in dieser Studie untersuchten Elastizitäten aus einem Nachfragesystem nach Konsumgütern wird mathematisch fundiert dargelegt und ökonomisch interpretiert. Dieser Schritt zeigt die Notwendigkeit auf, für den österreichischen Markt ein entsprechendes Nachfragesystem nach Konsumgütern zu schätzen, um die gesuchten Elastizitäten daraus ableiten zu können. Mögliche Ansätze werden im Anschluss kurz vorgestellt und von diesen ein zur Beantwortung der gegebenen Fragestellung adäquater ausgewählt. Dieses ausgewählte Modell wird detailliert diskutiert und im Anschluss daran Ansätze zur Schätzung dieses Modells aufgezeigt.

### 2.1 Elastizitäten

#### *Definition*

In der vorliegenden Studie werden sowohl Preis- und Kreuzpreis-, als auch Einkommenselastizitäten von Konsumgütern (mit Hauptaugenmerk auf die Gruppe der alkoholfreien Getränke) untersucht. Allgemein gesprochen geben die Elastizitäten  $\varepsilon$  die relative (prozentuelle) Änderung eines Funktionswertes, bei Änderung einer Variablen um ein Prozent an. Die Funktion (bzw. der ökonomische Zusammenhang) heißt an einer Stelle elastisch, wenn der Absolutbetrag der Elastizität größer als 1 ist, das heißt, bei einer 1-prozentigen Änderung des Arguments (in der vorliegenden Studie, des Preises bzw. des Einkommens) steigt oder sinkt (je nach funktionalem Zusammenhang) der Funktionswert (der Konsum) um mehr als 1 Prozent. Ist der Betrag der Elastizität gleich 1, wird die Funktion an dieser Stelle als 1-elastisch bezeichnet, ansonsten als unelastisch, der Funktionswert reagiert also nur unterproportional schwach auf Argumentsänderungen.

Die drei gesuchten Größen sind im Speziellen folgendermaßen zu interpretieren:

Gegeben ist ein Nachfragesystem, in welchem die Nachfrage  $q_i$  ( $i=1, \dots, n$ ) nach  $n$  ausgewählten Konsumgütern bzw. Konsumgüterbündeln durch die Preise dieser Konsumgüter  $p_i$  sowie durch das gesamte verfügbare Einkommen  $y$  in der jeweils betrachteten Periode bestimmt wird.

Die direkte Preiselastizität der Nachfrage  $\varepsilon_{q_i, p_i}$  gibt in einem solchen Nachfragesystem die relative Veränderung der Nachfrage  $q_i$  eines Gutes im Verhältnis zur relativen (1-prozentigen) Preisänderung  $p_i$  desselben Gutes an. Dabei werden sämtliche Preise der restlichen Konsumgüter bzw. der restlichen Konsumgüterbündel sowie das Einkommen als konstant angenommen:

$$\varepsilon_{q_i, p_i} = \frac{\Delta q_i}{q_i} : \frac{\Delta p_i}{p_i} \quad (1)$$

Die Kreuzpreiselastizität ist ein Indikator für die Stärke der Interdependenzen zwischen dem Konsum eines Gutes und den Preisen der übrigen Güter. Für diese kreuzweisen Zusammenhänge sind zwei Effekte verantwortlich. Zum einen wird bei einer Preissteigerung eines Gutes versucht, dieses Gut durch den Konsum eines anderen Gutes zu substituieren (Substitutionseffekt), zum anderen sinkt durch den erhöhten Preis das real verfügbare Einkommen (Einkommenseffekt).

Die Kreuzpreiselastizität der Nachfrage  $\varepsilon_{q_i, p_j}$  ist die relative Veränderung der Nachfragemenge des  $i$ -ten Gutes  $q_i$  im Verhältnis zur relativen Preisveränderung des  $j$ -ten Gutes mit dem zugehörigen Preis  $p_j$ . Dabei werden wie bei der direkten Preiselastizität die jeweils anderen Preise sowie das Einkommen als konstant angenommen:

$$\varepsilon_{q_i, p_j} = \frac{\Delta q_i}{q_i} : \frac{\Delta p_j}{p_j} \quad (2)$$

Die Einkommenselastizität gibt den Zusammenhang zwischen dem Konsum eines bestimmten Gutes und dem gesamten verfügbaren Einkommen wieder. Die Einkommenselastizität der Nachfrage  $\varepsilon_{q_i, y}$  gibt die relative Veränderung der Nachfragemenge  $q_i$  bei einer relativen Veränderung des Einkommens  $y$  des Konsumenten zum gegebenen Zeitpunkt und konstanten Preisen aller im Nachfragesystem berücksichtigter Konsumgüter an:

$$\varepsilon_{q_i, y} = \frac{\Delta q_i}{q_i} : \frac{\Delta y}{y} \quad (3)$$

Im Rahmen dieser Studie wird somit nach expliziten Werten der Elastizitäten gemäß der Formeln (1) bis (3) gesucht. Die Ableitung der gesuchten Elastizitäten aus einem *gegebenen* Nachfragesystem nach Konsumgütern gestaltet sich verhältnismäßig einfach. Die mathematischen Grundlagen dafür werden im nachfolgenden Kapitel 0 zusammengefaßt.

### *Mathematische Ableitung der Elastizitäten*

Die Änderungsrate einer Funktion  $f(x)$  an der Stelle  $x_0$  ist durch die erste Ableitung an der Stelle  $x_0$  in absoluten Zahlen gegeben. Vielfach interessantere und aufschlussreichere Aussagen können durch die Betrachtung der sogenannten relativen Änderungsraten gewonnen werden. Die Elastizität einer Funktion  $f(x)$  an der Stelle  $x_0$  gibt die relative Änderung des Funktionswertes bezogen auf eine relative marginale Änderung des Argumentes an.

$$\varepsilon_f(x) = \frac{\Delta f(x)}{f(x)} \cdot \frac{\Delta x}{x} \quad (4)$$

Geht man von relativen Differenzen über zum infinitesimalen Differential, schreiben wir also  $h$  statt  $\Delta x$  und statt  $\Delta f(x)$  die erste Ableitung  $f'(x)$  mit

$$f'(x) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{f(x+h) - f(x)}{h} \quad (5)$$

so ergibt sich:

$$\begin{aligned} \varepsilon_f(x) &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\frac{f(x+h) - f(x)}{h}}{\frac{f(x)}{x}} = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{f(x+h) - f(x)}{h} \cdot \frac{x}{f(x)} \\ &= f'(x) \cdot \frac{x}{f(x)} \end{aligned} \quad (6)$$

### Partielle Elastizitäten

Die Nachfrage eines Konsumgutes hängt im nichttrivialen Fall stets von einer Vielzahl von Einflussgrößen ab (verschiedene Preise, verfügbares Einkommen, etc.), das heißt daß die Nachfragefunktion und damit die Elastizitäten im allgemeinen von mehreren Variablen abhängen. Solche Elastizitäten nennt man *partielle Elastizitäten*, und um derartige Elastizitäten handelt es sich im vorliegenden Fall.

Partielle Elastizitäten sind also Änderungsraten einer Funktion in Abhängigkeit von mehreren Variablen. Das heißt, sie geben an, um wieviel Prozent sich der Funktionswert bei Veränderung eines Argumentes um 1 Prozent und gleichbleibenden restlichen Argumenten, ändert. Diese können analog zur Vorgangsweise bei der Herleitung gewöhnlicher Elastizitäten (vergleiche mit den Formeln (5) und (6)) mit Hilfe der Definition der partiellen Ableitung hergeleitet werden.

$$\varepsilon_{f,i}(x) = f_{x_i}(x) \cdot \frac{x_i}{f(x)} \quad (7)$$

Dabei bezeichnet  $f_{x_i}$  die partielle Ableitung von  $f$  nach der Variablen  $x_i$ ,  $\frac{\partial f}{\partial x_i}$ .

Diesen Formeln (1) bis (3) entsprechenden partiellen Elastizitäten können bei Anwendung von Formel (7) folgendermaßen aus den Gleichungen des Nachfragesystems abgeleitet werden.

Preiselastizität: (8)

$$\varepsilon_{q_i, p_i} = q_{i, p_i}(p_1, \dots, p_n, y) \cdot \frac{p_i}{q_i(p_1, \dots, p_n, y)} \quad i = 1, \dots, n$$

Kreuzpreiselastizität: (9)

$$\varepsilon_{q_i, p_j} = q_{i, p_j}(p_1, \dots, p_n, y) \cdot \frac{p_j}{q_i(p_1, \dots, p_n, y)} \quad i, j = 1, \dots, n, \quad i \neq j$$

Einkommenselastizität: (10)

$$\varepsilon_{q_i, y} = q_{i, y}(p_1, \dots, p_n, y) \cdot \frac{y}{q_i(p_1, \dots, p_n, y)} \quad i = 1, \dots, n$$

Dabei sind:

- $q_{i, p_i}$  partielle Ableitung nach Preis  $p_i$  der Nachfragefunktion  $q_i$
- $q_{i, p_j}$  partielle Ableitung nach Preis  $p_j$  der Nachfragefunktion  $q_i$
- $q_{i, y}$  partielle Ableitung nach Einkommen  $y$  der Nachfragefunktion  $q_i$ .

Um diese Elastizitäten zu berechnen, muss also auf ein gegebenes Nachfragesystem zurückgegriffen werden. Diese funktionalen Zusammenhänge müssen in der Praxis aus gegebenen Konsum-, Einkommens- und Preisdaten (vorliegend in Form einer Zeitreihe über einen hinreichend langen Zeitraum) auf Basis eines adäquaten Modellansatzes geschätzt werden.

## 2.2 Auswahl eines adäquaten Modellansatzes

Bei der Analyse der Nachfrage nach verschiedenen Konsumgütern bzw. ausgewählten Konsumgüterbündeln bietet sich zunächst die Verwendung singularer Ansätze an. Bei diesen werden die Parameter der Nachfragefunktion mit Hilfe von voneinander unabhängigen Einzelgleichungen geschätzt. Diese Modelle sind in der Regel verhältnismäßig einfach zu schätzen und in Hinblick auf individuelle Spezifikation der funktionalen Zusammenhänge äusserst flexibel. Ihr Nachteil besteht jedoch darin, daß sie nicht in der Lage sind, Nachfrageinterdependenzen zwischen den einzelnen Konsumgütern zu berücksichtigen. Daher sind sie zur Lösung der vorliegenden Problemstellung (im speziellen zur Berechnung der Kreuzpreiselastizitäten, welche bei der Verwendung von Einzelgleichungen alle exakt gleich 0 wären) methodisch nicht geeignet. Alternativ dazu bietet sich die Verwendung von sogenannten vollständigen Modellen an, diese bestehen aus simultanen Gleichungssystemen. Im Gegensatz zu den



singulären Ansätzen werden beim vollständigen Systemansatz Rückkoppelungseffekte modelliert, indem die Einzelgleichungen über die Preise der Konsumgüter verknüpft werden; ein steigender Preis eines Konsumgutes beeinflusst dann nicht nur den eigenen, sondern indirekt auch den Konsum der restlichen Konsumgüter.

Die gebräuchlichsten vollständigen Modellansätze sind das Linear Expenditure System (LES) (vergleiche Stone, 1954, Smeral, 1978 und Tangermann, 1982) sowie das Almost Ideal Demand System (AIDS), welches von Deaton und Muellbauer im Jahre 1980 erstmals publiziert wurde. Die verschiedenen Ansätze werden in der Studie des österreichischen Instituts für Wirtschaftsforschung (WIFO) über Einkommens- und Preiselastizitäten für Nahrungsmittel in Österreich von Michael Wüger (Wüger, 1994) verglichen. Dabei kommt Wüger zu dem Schluss, dass der AIDS-Ansatz dem LES-Ansatz überlegen ist. Die mit Hilfe des AIDS-Ansatzes kalkulierten Schätzwerte bilden die Realität besser ab, die Ergebnisse sind bei der Mehrzahl der durchgeführten Berechnungen, vor allem bei Durchführung hierarchischer Schätzungen (siehe Kapitel 2.4), plausibler. Die Schätzung der Parameter dieses Ansatzes ist auf die Anwendung eines gewöhnlichen bzw. je nach Schätzansatz auf einen leicht modifizierten Kleinste-Quadrate Schätzers (Kleinste-Quadrate Schätzer unter linearen Nebenbedingungen) zurückzuführen, Tests auf Einhaltung der Homogenitäts- und Symmetriebedingungen können auf die Überprüfung linearer Restriktionen von fixen Parameter zurückgeführt werden, während man bei Verwendung des Linear Expenditure Systems auf die Konstruktion und Durchführung verhältnismäßig aufwendiger iterativer Verfahren angewiesen ist.

Aus den hier angeführten Gründen wird in der vorliegenden Studie das Almost Ideal Demand System (AIDS) verwendet, um die Nachfragefunktionen verschiedener Konsumgüter (hier im speziellen nach ausgewählten Konsumgüterbündeln) in Österreich zu schätzen und im Anschluss daran, die gesuchten Elastizitäten (Einkommens-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten) aus den Nachfragegleichungen zu berechnen.

### 2.3 Das Almost Ideal Demand System

Mittels des Almost Ideal Demand Systems (AIDS) werden die Parameter des Nachfragesystems der  $n$  Güter ( $i=1, \dots, n$ ) bzw. der  $n$  ausgewählten Güterbündel geschätzt. Dieses Modell setzt die Budgetanteile  $w_i$  mit dem Logarithmus dieses Budgets für Konsumausgaben in Relation. Dabei sind die Budgetanteile  $w_i$  als der Anteil des Konsums des Gutes  $i$  an den gesamten Konsumausgaben  $Y$  definiert; d. h.  $w_i = q_i \cdot p_i / Y$ .  $q_i$  und  $p_i$  bezeichnen den Konsum bzw. den Preis des  $i$ -ten Konsumgutes,  $Y$  das gesamte für Konsum verwendete Budget (=Summe der Konsumausgaben).

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \cdot \ln(Y) \quad (11)$$

Um dieses Modell auch in der Zeitreihenanalyse verwenden zu können, wird es durch die Miteinbeziehung von Preiseffekten und die Modellierung eines (hier linearen) Trends erweitert. Dies

führt nach kurzer Herleitung (vergleiche Deaton, Muellbauer, 1980, S. 75) auf folgende Einzelgleichungen des Nachfragesystems:

$$w_{it} = \alpha_i + \alpha_{iT}t + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i \ln \left[ \frac{Y_t}{P_t} \right] \quad (12)$$

Dabei bezeichnet  $w_{it}$  den Budgetanteil des  $i$ -ten Konsumgutes an der Summe der Konsumausgaben in Periode  $t$ ,  $Y_t$  ist diese Summe der Konsumausgaben in der  $t$ -ten Periode (und nicht wie in der herkömmlichen Notation das Einkommen).  $P_t$  bezeichnet einen Preisindex, der von sämtlichen Preisen des Systems sowie den Budgetanteilen  $w_{it}$  abhängt. Deaton und Muellbauer definieren diesen Preisindex über dessen Logarithmus als

$$\ln P_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_{it} + \frac{1}{2} \cdot \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_{it} \ln p_{jt} . \quad (13)$$

Im Allgemeinen wird, um das zu schätzende Modell zur Gänze linear in den Parametern zu spezifizieren, dieser Index durch den Preisindex von Stone approximiert, dieser genügt nachfolgendem funktionalen Zusammenhang:

$$\ln P_t = \sum_{j=1}^n w_{jt} \ln p_{jt} \quad (14)$$

Dieser Preisindex ist unabhängig vom Nachfragesystem vor Durchführung der Schätzung explizit aus den Daten berechenbar. Durch Einsetzen dieser Formel für den Preisindex in Formel (12) ergibt sich für die Einzelgleichungen des Konsumsystems folgende in den Parametern  $\alpha$ ,  $\beta$  und  $\gamma$  lineare Form:

$$w_{it} = \alpha_i + \alpha_{iT}t + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i \left[ \ln Y_t - \sum_{j=1}^n w_{jt} \ln p_{jt} \right] \quad (15)$$

Um die zu schätzenden Modelle mit der allgemeinen ökonomischen Theorie in Einklang zu bringen (Gewährleistung der Homogenität der Kostenfunktion), müssen weiters gewisse Konsistenzbedingungen (Homogenitäts- und Symmetrie-Nebenbedingungen) für die zu schätzenden Parameter erfüllt werden:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^n \alpha_{iT} = 0, \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0, \quad \forall j, \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 1, \quad (16)$$

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0, \quad \forall i \quad \text{und}$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \quad \forall i, j$$

Je nach Datenlage werden diese Anforderungen in der Praxis jedoch häufig ausser Acht gelassen.

### *Interpretation der gesuchten Parameter*

Die Parameter  $\beta$  geben an, ob es sich bei dem jeweiligen Konsumgut um ein Luxusgut handelt oder nicht. Ist  $\beta_i$  positiv, steigt bei einem Anwachsen der Konsumausgaben insgesamt der Budgetanteil  $w_{it}$  des  $i$ -ten Gutes. Dieses ist somit ein Luxusgut (Gesamtkonsumelastizität größer 1), da der Anteil des Konsums an den Gesamtausgaben mit steigendem Einkommen  $Y_t$  gleichfalls ansteigt. Im umgekehrten Fall ( $\beta_i < 0$ ) sinkt der Budgetanteil des  $i$ -ten Gutes mit steigenden Gesamtausgaben, es handelt sich also in diesem Fall um ein lebensnotwendiges Gut (z. B. Grundnahrungsmittel), also um ein Gut, dessen Konsum vom Einkommen relativ unabhängig ist.

Die Parameter  $\gamma_{ij}$  sind ein Maß für die Preisabhängigkeit des Konsums, also für die Änderung des Budgetanteils des  $i$ -ten Gutes bei einer Veränderung des Preises des  $j$ -ten Gutes. Diese quantifizieren die absolute Änderung des Budgetanteils, es handelt sich bei diesen Parametern somit nicht direkt um die Preis- bzw. Kreuzpreiselastizitäten wie sie zuvor in Kapitel 2.1 eingeführt wurden.

Mit Hilfe der Parameter  $\alpha$  können je nach Modell-Spezifikation polynomiale Trends der von den Preisen unabhängigen Komponente des jeweiligen Budgetanteils modelliert werden. Beim vorliegenden Ansatz wird die Existenz eines linearen Trends unterstellt.

## **2.4 Die Schätzung**

### *Lineare Regression*

Bei der vorliegenden Problemstellung werden die zu schätzenden Parameter des Nachfragesystems mit Hilfe der linearen Regressionwerte approximiert. Da eine Abhängigkeit von  $p$  unabhängigen Variablen gegeben ist, muss auf die Lösungsansätze für multiple lineare Regression zurückgegriffen werden. Der einzige Regressand  $z$  hängt dabei von  $p$  Regressoren in folgender Form (in dieser Form kann auch Formel (12) des vorhergehenden Kapitels geschrieben werden) ab:

$$z(x_1, \dots, x_p) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p + e \quad (17)$$

Dabei bezeichnet das Residuum  $e$  eine Fehlervariable mit Erwartungswert Null. Die einzelnen Modellgleichungen werden in Matrixschreibweise übersichtlich zusammengefasst.

$$z = X \cdot \beta + e \quad (18)$$

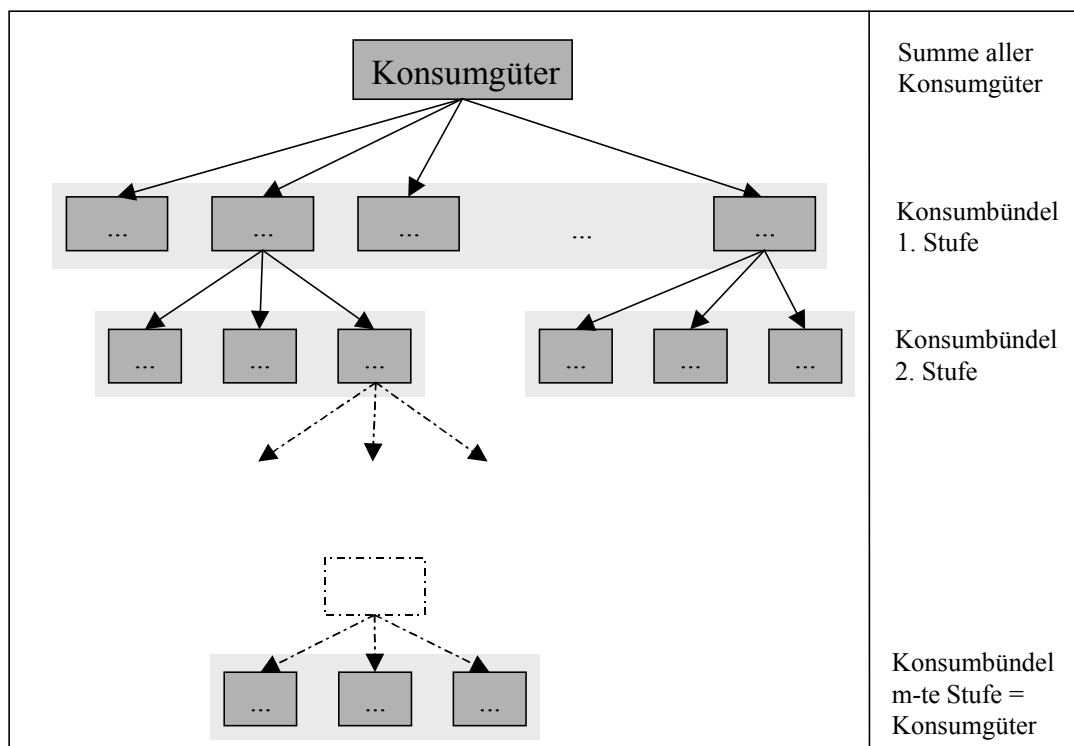
Die  $p+1$  Parameter werden gemäß der Methode der kleinsten Abweichungsquadrate geschätzt.

*Hierarchische Schätzung*

Wird ein vollständiges Nachfragesystem für eine große Anzahl von Konsumgütern bzw. Konsumgüterbündeln gesucht, steht der Anwender vor dem Problem, eine überproportional hohe Anzahl von Parametern zu schätzen (die Anzahl der Parameter steigt bei vollständigen Nachfragesystemen proportional zum Quadrat der Anzahl der Konsumgüter an). Wird jedoch die Anzahl der unbekannt Parameter, also der Freiheitsgrade, im Vergleich zur Länge (Anzahl der Datenpunkte) der Zeitreihe zu groß, verliert man an statistischer Signifikanz.

Um dieses Problem zu umgehen, ist es empfehlenswert, die ausgewählten Konsumgüter bzw. Güterbündel sinnvoll zu gruppieren und zu Konsumgüterbündeln zusammenzufassen. Dies kann in beliebig vielen Stufen geschehen, vorausgesetzt, die Güter der verschiedenen Stufen sind separabel. Auf jeder hierarchischen Stufe können je nach Datenlage auch unterschiedlich lange Zeitreihen und unter Umständen sogar Zeitreihen unterschiedlicher Periodizität in die Schätzung miteinfließen. Selbstverständlich ist es gleichfalls umgekehrt möglich, die einzelnen Konsumgüterbündel einer beliebigen Stufen unterschiedlich fein zu disaggregieren. Diese Vorgangsweise ermöglicht eine optimale Ausnutzung aller vorhandenen Daten.

**Abbildung 1: Hierarchische Gliederung der Konsumgüter in m Stufen.**



Quelle: IFIP, eigene Darstellung, 2000.

Nach einer hierarchischen Gliederung der Konsumgüter können die gesuchten Parameter des Nachfragesystems mit Hilfe des zuvor beschriebenen Kleinste-Quadrate Schätzansatzes mit oder ohne lineare Nebenbedingungen geschätzt werden.

Dabei werden, ausgehend von der ersten (obersten) Stufe, jeweils die Parameter auf einer (zusammenhängenden und in der Abbildung 1 grau hinterlegten) Stufe geschätzt. Das heißt, unter Zuhilfenahme einer jeweils passenden Datengrundlage werden unabhängig voneinander für Konsumgüter bzw. Konsumgüterbündel einer hierarchischen Stufe jeweils ein Nachfragesystem geschätzt. Durch die hierarchische Gliederung haben die Schätzfunktionen auf den einzelnen Stufen eine geringere Anzahl von unbekanntem Parametern als das ursprüngliche Problem, die erhaltenen Schätzwerte sind somit statistisch besser abgesichert und damit aussagekräftiger. Durch eine einfache Rückrechnung kann aus diesen  $m$  verschiedenen Teilnachfragesystemen ein allgemeines, sämtliche untersuchte Konsumgüterbündel miteinbeziehendes Nachfragesystem abgeleitet werden.

## 2.5 Ableitung der Elastizitäten aus dem gemäß AIDS-Modell geschätzten Nachfragesystem

Die Einkommens-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten werden mit Hilfe der Formeln aus Kapitel 2.1 aus dem gemäß AIDS-Ansatz berechneten Nachfragesystem berechnet. Dieses Modell gibt lediglich den funktionalen Zusammenhang zwischen Budgetanteilen  $w_i$  und den Preisen der Konsumgüter bzw. dem Gesamtkonsum an. Deshalb müssen in einem ersten Schritt die Gleichungen des Nachfragesystems in Gleichungen transformiert werden, welche den Konsum  $q_i$  eines Konsumgutes zum jeweiligen Zeitpunkt in Abhängigkeit von Preisen und Gesamtkonsum angeben. Die daraus resultierenden Gleichungen können in nachfolgender Form geschrieben werden.

$$q_{it} = Y_t w_{it} = Y_t \left( \alpha_i + \alpha_{iT} t + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i \left[ \ln Y_t - \sum_{j=1}^n w_{jt} \ln p_{jt} \right] \right) \quad (19)$$

Da bei Modellierung gemäß AIDS-Ansatz keine Abhängigkeit des Konsums vom Einkommen gegeben ist, sondern lediglich von der Summe aller betrachteten Konsumausgaben, wird zur Berechnung der Einkommenselastizität zuerst gemäß Formel (10) eine sogenannte *Gesamtausgabenelastizität* aus dem Nachfragesystem abgeleitet.

$$\begin{aligned} \varepsilon_{q_i, Y} &= q_{i, Y}(p_1, \dots, p_n, Y) \cdot \frac{Y}{q_i(p_1, \dots, p_n, Y)} & i = 1, \dots, n \\ &= \left( w_{it} + Y_t \frac{\beta_i}{Y_t} \right) \cdot \frac{Y_t}{Y_t w_{it}} \end{aligned} \quad (20)$$

$$= 1 + \frac{\beta_i}{w_{it}} \quad (21)$$

Entsprechen die Gesamtausgaben dem gesamten verfügbaren Einkommen, so entspricht diese Elastizität der gesuchten Einkommenselastizität. Andernfalls muss diese Elastizität um einen Faktor, der durch die Einkommenselastizität der Gesamtausgaben gegeben ist und welcher im trivialen ersten Fall gleich 1 ist, korrigiert werden. Diese *Einkommenselastizität* muss gegebenenfalls aus einer entsprechend zu schätzenden Konsumfunktion abgeleitet werden (siehe Kapitel 3.2). Die Einkommenselastizitäten der einzelnen Verbrauchsgruppen  $\varepsilon_{q_{it},EK}$  des vollständigen Nachfragesystems werden demnach allgemein gemäß nachfolgender Formel berechnet:

$$\varepsilon_{q_{it},EK} = \left( 1 + \frac{\beta_i}{w_{it}} \right) \cdot \varepsilon_{q_{GK},EK} \quad (22)$$

Die direkten Preiselastizitäten ergeben sich gleichfalls durch Anwendung der bekannten Ableitungsformel aus dem erweiterten Nachfragesystem gemäß Formel (19).

$$\varepsilon_{q_i,p_i} = q_{i,p_i}(p_1, \dots, p_n, Y) \cdot \frac{p_i}{q_i(p_1, \dots, p_n, Y)} \quad i = 1, \dots, n \quad (23)$$

$$= Y_i \left( \gamma_{ii} \frac{1}{p_{ii}} - \beta_i \frac{w_{it}}{p_{it}} \right) \cdot \frac{p_{it}}{Y_i w_{it}} \quad (24)$$

$$= \frac{\gamma_{ii}}{w_{it}} - \beta_i$$

Schlussendlich werden analog die Kreuzpreiselastizitäten abgeleitet, dies führt auf ein Ergebnis gemäß Formel (26).

$$\varepsilon_{q_i,p_j} = q_{i,p_j}(p_1, \dots, p_n, Y) \cdot \frac{p_j}{q_i(p_1, \dots, p_n, Y)} \quad i, j = 1, \dots, n, \quad i \neq j \quad (25)$$

$$= Y_i \left( \gamma_{ij} \frac{1}{p_{jt}} + \beta_i \frac{w_{jt}}{p_{jt}} \right) \cdot \frac{p_{jt}}{Y_i w_{it}} \quad (26)$$

$$= \frac{\gamma_{ij}}{w_{it}} - \beta_i \frac{w_{jt}}{w_{it}}$$

Sämtliche drei Arten von Elastizitäten sind hier ein Indikator für die Änderung des Konsums, gemessen in Geldeinheiten, bei einer Änderung des Preises bzw. des Einkommens. Interessanter ist die Interpretation von Elastizitäten als relative Änderungsraten des Konsums, gemessen in Mengeneinheiten. Die Höhe der Einkommens- und Kreuzpreiselastizitäten bleiben von dieser veränderten Sichtweise unberührt, da aufgrund des konstanten Preises des betrachteten Konsumgutes die Änderung in Geldeinheiten proportional zur Änderung in Mengeneinheiten ist. Lediglich bei der direkten Preiselastizität trifft dies

nicht zu, hier muss eine leichte Modifikation vorgenommen werden. Bei der direkten Preiselastizität spielen zwei Effekte zusammen. Steigt der Preis um 1 Prozent, steigt gleichzeitig aufgrund des erhöhten Preises die Nachfrage in Geldeinheiten um ebenfalls 1 Prozent, gleichzeitig wird die Nachfrage jedoch aufgrund des erhöhten Preises zurückgehen. Gemessen in Mengeneinheiten wird bei der direkten Preiselastizität (man spricht in diesem Zusammenhang auch von der unkompensierten direkten Preiselastizität im Gegensatz zur kompensierten) der erste Effekt nicht berücksichtigt, die relative Veränderungsrate ist also um diesen einen Prozentpunkt niedriger. So kann etwa trotz Zunahme der Nachfrage nach Konsumgütern gemessen in Geldeinheiten die Nachfrage nach diesen Gütern gemessen in Mengeneinheiten sinken.

Bei Berücksichtigung dieses Effektes ergeben sich für die gesuchten Elastizitäten nachfolgende drei Formeln, auf welchen die Berechnung der Elastizitäten in dieser Studie basieren.

Unkompensierte Preiselastizität: (27)

$$\varepsilon_{q_i, p_i} = \frac{\gamma_{ii}}{w_{it}} - (\beta_i + 1)$$

Kreuzpreiselastizität: (28)

$$\varepsilon_{q_i, p_j} = \frac{\gamma_{ij}}{w_{it}} - \beta_i \frac{w_{jt}}{w_{it}}$$

Einkommenselastizität: (29)

$$\varepsilon_{q_{it}, EK} = \left( 1 + \frac{\beta_i}{w_{it}} \right) \cdot \varepsilon_{q_{GK}, EK}$$

### 3 Empirische Analyse

Dieses Kapitel beinhaltet die Schätzung der gesuchten Parameter des gemäß Almost Ideal Demand System modellierten Nachfragesystems sowie die Ableitung der Elastizitäten aus diesen Werten. Zu diesem Zweck wird zuerst die Datengrundlage der vorliegenden Studie detailliert vorgestellt. Im Anschluss daran werden mit diesen, je nach Verwendungszweck entsprechend modifizierten bzw. transformierten, Wirtschaftsdaten die gesuchten Parameter geschätzt und die sich daraus ergebenden Resultate verglichen. Die Güte bzw. die Signifikanz der erzielten Ergebnisse wird unter Zuhilfenahme verschiedener statistischer Tests bewertet.

Im letzten Schritt dieser empirischen Analyse werden aus dem geschätzten Nachfragesystem die gesuchten Preis-, Kreuzpreis- und Einkommenselastizitäten abgeleitet.

#### 3.1 Datengrundlage

Gemäß Modell-Ansatz für das Nachfragesystems (vgl. Kapitel 2.3), werden zur Schätzung der gesuchten Parameter Konsum- sowie Preisdaten der einzelnen, in Folge noch genau zu spezifizierenden Konsumgüterbündel benötigt. Zusätzlich sind zur Ableitung der Einkommenselastizitäten österreichische Einkommensdaten erforderlich. Ausgangsbasis für die Datenbeschaffung waren vor allem das Integrierte Statistische Informationssystem (ISIS) des Österreichischen Statistischen Zentralamts (ÖSTAT), die Statistischen Nachrichten des betrachteten Zeitraumes sowie die Volkswirtschaftliche Datenbank des Österreichischen Instituts für Wirtschaftsforschung (WIFO). Anhand der aus diesen Quellen gegebenen Zeitreihen werden die Entwicklungen der relevanten wirtschaftlichen Kenngrößen im betrachteten Zeitraum vorerst unabhängig voneinander diskutiert.

Die vorhandenen Zeitreihen über Preise, Einkommen etc. decken naturgemäß unterschiedlich lange Perioden ab. Durch Schnittbildung der verschiedenen Perioden ergibt sich ein *Zeitraum von 1966 bis 1994 bzw. 1995*, für den alle erforderlichen Daten zur Verfügung stehen und der daher die empirische Basis dieser Untersuchung darstellt.

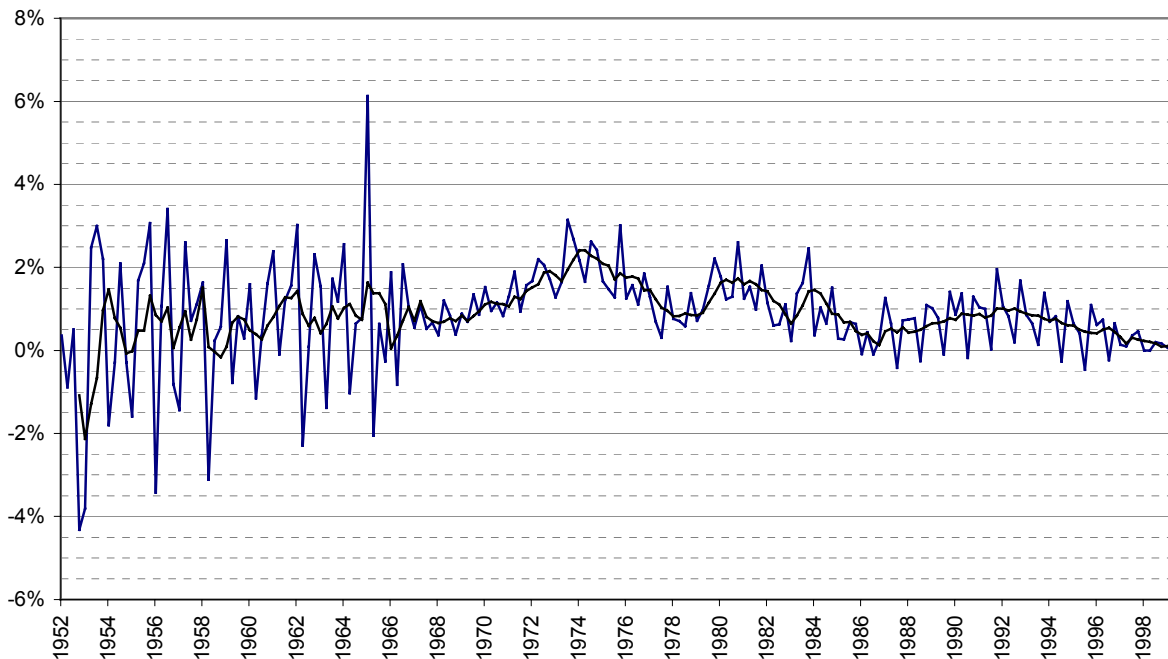
##### 3.1.1 Allgemeine Eckdaten

Da die verwendeten Daten größtenteils nominell gegeben sind, mussten die vorliegenden Zeitreihen in einem ersten Schritt in Zeitreihen zu fixen Preisen transformiert werden. Als Basisjahr wurde, um möglichst viele Daten unverändert belassen zu können, das Bezugsjahr 1976 ausgewählt. Da die Schätzung der gesuchten Parameter bezüglich einer Transformation der Daten auf ein anderes Basisjahr invariant ist, birgt eine Transformation der Daten auf ein aktuelles Basisjahr keinerlei zusätzliche Aussagekraft. Die



quartalsweisen prozentuellen Veränderungen des für die notwendigen Umrechnungen verwendeten quartalsweisen Verbraucherpreisindex zur Basis 1976 werden in nachfolgender Abbildung 2 veranschaulicht.

**Abbildung 2: Prozentuelle quartalsweise Veränderung des Verbraucherpreisindex sowie mittels gleitender Durchschnittsbildung um saisonale Schwankungen bereinigte Zeitreihe im Zeitraum 1952 bis 1999.**



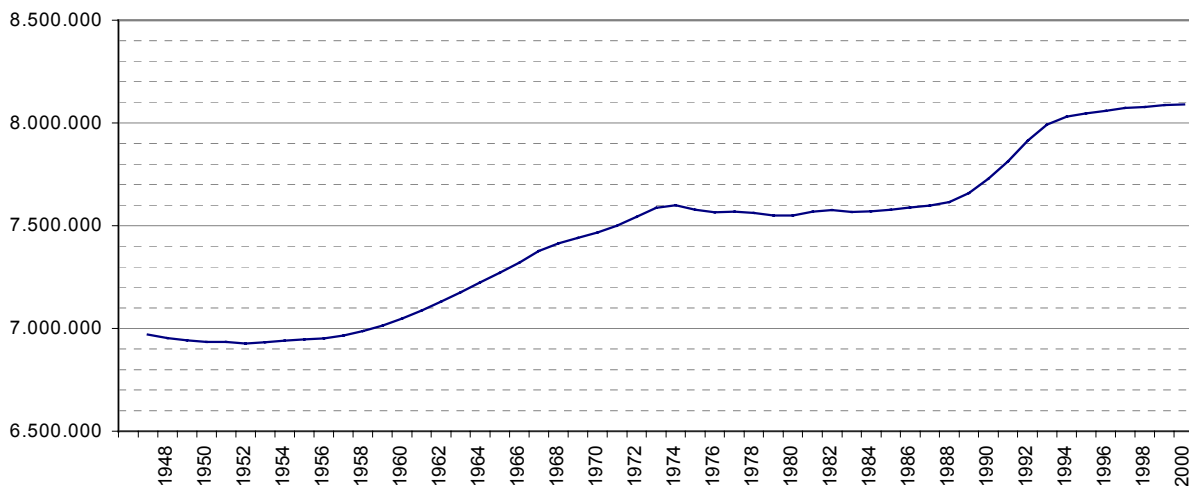
Quelle: WIFO Volkswirtschaftliche Datenbank, 2000.

Während bis zum Jahr 1966 äusserst starke saisonale Schwankungen in der Zeitreihe der Veränderungsdaten des quartalsweisen Verbraucherpreisindex auftreten (vergleiche Abbildung 2), gehen diese Schwankungen in den darauffolgenden Jahren merklich zurück und bewegen sich nur noch in einer Bandbreite von etwa einem Prozentpunkt um die mittels gleitender Durchschnitte gebildeten quartalsweisen Durchschnittswerte. Die stärksten quartalsweisen Anstiege des Verbraucherpreisindex sind jeweils im ersten Quartal eines jeden Jahres des Beobachtungszeitraumes zu verzeichnen.

Weiters wurde die Bevölkerungsentwicklung in Österreich zur Durchführung der beauftragten Analyse benötigt, da sowohl Konsum- als auch Einkommensdaten durchgehend lediglich für die Summe aller österreichischen Haushalte (Gesamtösterreich) vorlagen. Diese Daten konnten in dieser Form nicht sinnvoll verwertet werden, da sich die Bevölkerungszahl Österreichs in dieser langen Periode signifikant verändert hat (insgesamt Schwankungen der österreichischen Bevölkerungszahl zwischen 6,93 und 8,06 Mrd.).

Die Entwicklung der Einwohnerzahl Österreichs kann nachfolgender Abbildung entnommen werden. Deutlich erkennbar ist der allgemeine Trend der Bevölkerungszunahme, der im betrachteten Zeitraum Schwankungen aufweist. So ist die Bevölkerungszunahme vor allem in den beiden Perioden zwischen den Jahren 1960 und 1972 und zwischen den Jahren 1988 und 1993 massiv. Derzeit stagniert das Wachstum der österreichischen Bevölkerung wieder.

**Abbildung 3: Bevölkerungsentwicklung in Österreich in den Jahren 1947 bis 2000**

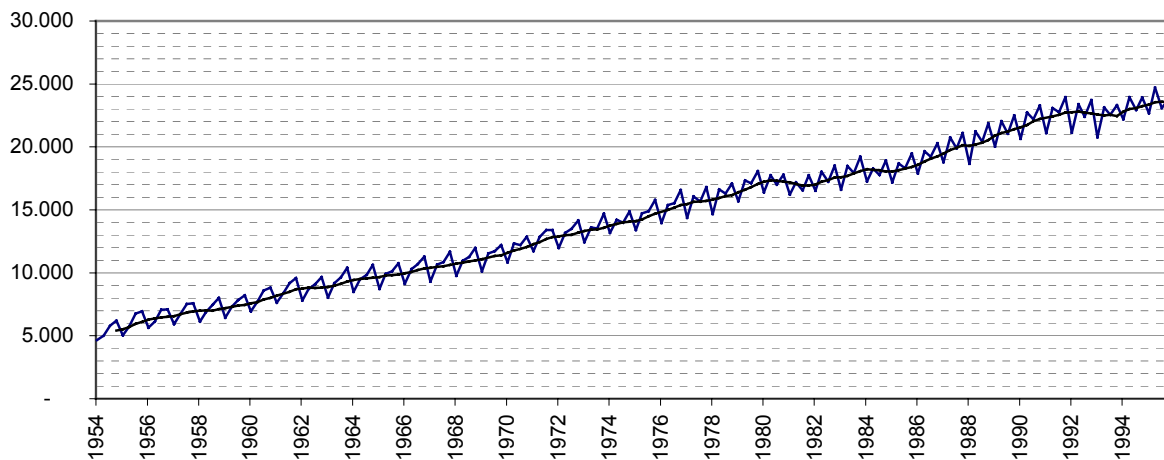


Quelle: WIFO Volkswirtschaftliche Datenbank, 2000.

### 3.1.2 Einkommen

Die Daten, welche das verfügbare Einkommen in Österreich abbilden, entstammen der Volkswirtschaftlichen Datenbank des WIFO. Verwendet wurden Quartalsdaten, welche jeweils das gesamte *verfügbare persönliche Nettoeinkommen* eines Quartals aller österreichischen Haushalte zu laufenden Preisen angeben. Diese Daten liegen von Jänner 1954 bis Oktober 1995 vor und wurden wie zuvor beschrieben mit Hilfe des Verbraucherpreisindex und der Bevölkerungsentwicklung in pro-Kopf Daten zu Preisen eines fixen Bezugjahres (1976) transformiert.

**Abbildung 4: Entwicklung des quartalsweisen österreichischen pro-Kopf Einkommens zu Preisen 1976 im Zeitraum 1954 bis 1995; Elimination der saisonalen Schwankungen mittels gleitender Durchschnittsbildung.**



Quelle: WIFO Volkswirtschaftliche Datenbank, 2000.

In der Zeitreihe des österreichischen pro-Kopf Einkommens treten merkbare saisonale Schwankungen auf, das jeweils höchste Einkommen steht dem durchschnittlichen Österreicher im dritten, das jeweils niedrigste im zweiten Quartal des jeweiligen Jahres zur Verfügung. Bei Betrachtung der mittels gleitender Durchschnittsbildung von saisonalen Schwankungen bereinigten Zeitreihe ist ein ziemlich stetiger Aufwärtstrend beobachtbar, lediglich in den Jahren 1981, 1984 und der Periode 1992 bis 1993 stagniert das österreichische pro-Kopf Einkommen.

### 3.1.3 Konsum

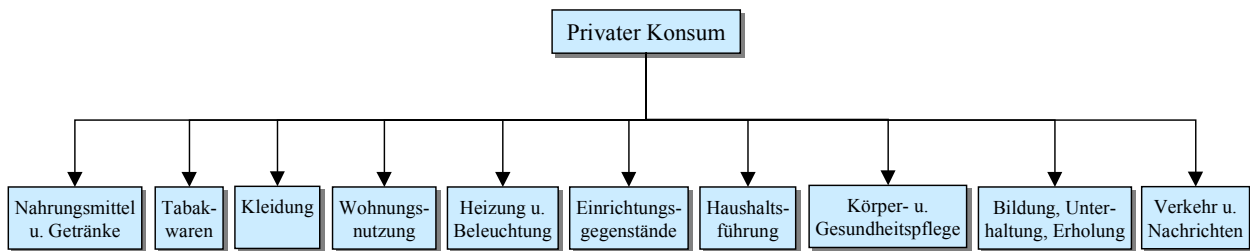
Um das gesuchte Nachfragesystem bestmöglich zu schätzen, empfiehlt es sich, die einzelnen Konsumgüter des privaten Konsums in spezielle Konsumgüterbündel zusammenzufassen. Zur optimalen Ausnutzung des verfügbaren Datenmaterials werden, wie in Kapitel 2.4 beschrieben, die Konsumbündel in hierarchischen Stufen (hier in 2 Stufen) angeordnet.

Für die Schätzung der obersten hierarchischen Stufe, auf der ein vollständiges Nachfragesystem des gesamten privaten Konsums geschätzt wird, wird auf Daten des WIFO zurückgegriffen, bei denen der gesamte private Konsum in 11 Verbrauchsgruppen unterteilt wird, wobei in der 11-ten Gruppe „Sonstiges“ nicht näher zuordenbare Konsumgüter zusammengefasst werden. Aufgrund dieser nicht vorhandenen Differenzierbarkeit und daraus resultierend aufgrund der fehlenden Interpretationsmöglichkeiten, wird diese 11-te Verbrauchsgruppe bei der vorliegenden Studie zur Gänze ausser Acht gelassen.

Die verbleibenden Konsumgüter werden gemäß WIFO Datengrundlage den 10 disjunkten Konsumgüterbündeln „Nahrungsmittel und Getränke“, „Tabakwaren“, „Kleidung“, „Wohnungsnutzung“,

„Heizung und Beleuchtung“, „Einrichtungsgegenstände“, „Haushaltsführung“, „Körper- und Gesundheitspflege“, „Verkehr- und Nachrichten“, „Bildung, Unterhaltung, Erholung“ und „Warendirektimporte“ zugeteilt. Der private Konsum der verschiedenen Konsumgüterbündel liegt in den Jahren 1954 bis 1995 jeweils quartalsweise für die Summe aller österreichischen Haushalte vor.

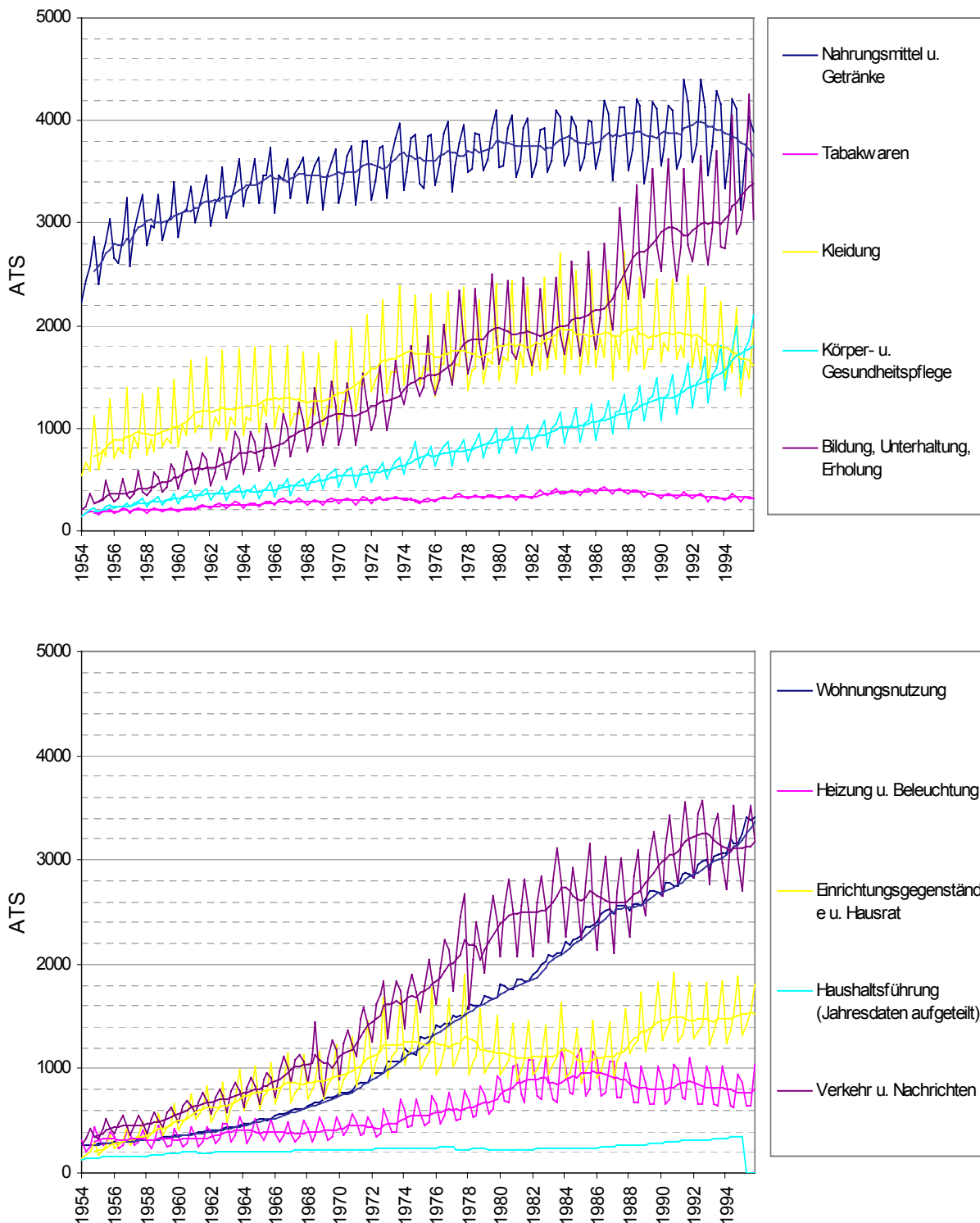
**Abbildung 5: Datengrundlage der ersten hierarchischen Stufe: Unterteilung des privaten Konsums in 10 Verbrauchsgruppen / Konsumgüterbündel gemäß Einteilung des WIFO (ohne Verbrauchsgruppe „Sonstiges“).**



Quelle: IFIP, eigene Darstellung, 2000.

Mit Hilfe der WIFO-Daten über die Bevölkerungsentwicklung Österreichs (siehe Abbildung 3) werden die gesamtösterreichischen privaten Konsumdaten zuerst in privaten Konsum zu fixen Preisen 1976 und dann in privaten Konsum pro Einwohner Österreichs transformiert.

**Abbildung 6: Quartalsweiser privater Konsum pro Einwohner in den Quartalen der Jahre 1954 bis 1995, gegliedert nach den 10 Verbrauchsgruppen zu fixen Preisen 1976. Anschließend Bereinigung durch Elimination der saisonalen Schwankungen mittels gleitender Durchschnittsbildung**

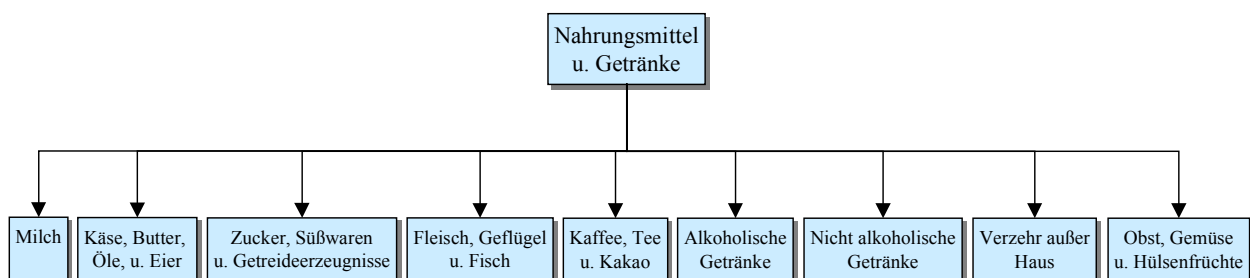


Quelle: WIFO Volkswirtschaftliche Datenbank, IFIP, eigene Berechnungen und Darstellung, 2000

Da es sich bei dem vorliegenden Datenmaterial um Quartalsdaten handelt, sind naturgemäß deutliche saisonale Schwankungen erkennbar. Diese wurden in der vorhergehenden Abbildung mit Hilfe der Methode der gleitenden Durchschnitte herausgefiltert. Die Schätzungen des vollständigen Nachfragesystems beruhen auf diesen bereinigten Daten.

In dem darauffolgenden zweiten Schritt wird der private Konsum von Nahrungsmitteln und Getränken differenzierter betrachtet. Dazu wird diese Verbrauchsgruppe in weitere Untergruppen zerlegt. Die Untergruppen gemäß Einteilung des Statistischen Zentralamts werden zu nachfolgenden, in Abbildung 7 dargestellten, neun Verbrauchsgruppen von Nahrungsmitteln und Getränken zusammengefasst.

**Abbildung 7: 2. Stufe der hierarchischen Unterteilung: Unterteilung des privaten Konsums von Nahrungsmitteln und Getränken pro Einwohner in 9 Verbrauchsuntergruppen.**



Quelle: IFIP, eigene Darstellung, 2000.

Bei der vorliegenden Klassifikation der Untergruppen ist zu beachten, dass Eistee und Eiskaffee der Gruppe der alkoholfreien Getränke und nicht Kaffee zugerechnet werden. Sämtliche Milchsorten werden von den übrigen alkoholfreien Getränken separiert und bilden eine eigene Untergruppe.

### 3.1.4 Preise

Die durchschnittlichen mit dem Anteil des jeweiligen Konsums gewichteten Preise der einzelnen Konsumgüterbündel werden durch den Verbraucherpreisindex, zerlegt nach Verbrauchsgruppen (analoge Einteilung wie beim privaten Konsum), abgebildet. Da in der gesamten Studie die Daten in Preisen zum Basisjahr 1976 zur eigentlichen Berechnung verwendet werden, müssen auch diese gruppenweisen Verbraucherpreise bezogen auf das Jahr 1976 gegeben werden. Dies geschieht durch Division der gruppenweisen Verbraucherpreise durch den jeweiligen Verbraucherpreis des gesamten privaten Konsums.

Um bei Bedarf die jeweiligen Verbrauchsgruppen aggregieren zu können, ist es notwendig, das Verhältnis zu kennen, in welchem die einzelnen Gruppen zur Entstehung des Verbraucherpreises beitragen. Die Gewichte für den Verbraucherpreisindex 1976 können der nachfolgenden Tabelle entnommen werden.

**Tabelle 1: Verwendete Gewichte der Verbrauchsgruppen und Untergruppen gemäß Verbraucherpreisindex 1976**

Verbrauchsgruppe	Untergruppe	Gewicht
Ernährung		29,19
	Getreideerzeugnisse	7,97
	Zucker und Süßwaren	4,54
	Milch	4,78
	Öle und Fette	2,38
	Käse	1,75
	Butter	2,17
	Eier	2,66
	Fleisch, Geflügel und Fisch	27,12
	Bohnenkaffee	2,32
	Teebeutel	0,29
	Alkoholische Getränke	3,69
	Alkoholfreie Getränke	11,72
	Verzehr ausser Haus	13,53
Saisonwaren (Obst, Gemüse,..)	8,73	
Tabak		2,62
Bekleidung		12,92
Wohnung		9,15
Beleuchtung		5,27
Hausrat		11,97
Reinigung		1,85
Körper- Gesundheitspflege		5,13
Bildung / Freizeit		9,24
Verkehr / Kommunikation		12,66

Quelle: ÖSTAT, Statistische Nachrichten, 1997; ÖSTAT, Revision des VPI 1976.

Die Gewichtung der einzelnen Untergruppen der Verbrauchsgruppe „Nahrungsmittel und Getränke“ wird für Aggregationen innerhalb der zweiten hierarchischen Stufe benötigt.

### 3.2 Schätzung einer Konsumfunktion des Gesamtkonsums

Gemäß Kapitel 2.5 ist es notwendig, die Gesamtkonsumnachfrage in Abhängigkeit vom Einkommen zu kennen, um damit die gesuchte Einkommenselastizität aus einem AIDS-Modell abzuleiten. Deshalb wird zunächst der Gesamtkonsum mit Hilfe der gegebenen Quartalsdaten der Jahre 1966 bis 1994 in Relation zu Einkommen und Verbraucherpreis gesetzt. Da der Fokus dieser Studie auf der Modellierung und Schätzung eines vollständigen Nachfragesystems liegt, wird die Ableitung der entsprechenden Konsumfunktion in Folge nur in groben Zügen wiedergegeben.

Der Zusammenhang erster Ordnung von Konsum und Einkommen ist mit Hilfe von Integrationstests für den österreichischen Markt statistisch gesichert (Wüger, 1994). Unter Verwendung eines „Autoregressive Distributed Lag Models“ (ADL Modell), bei diesem hängt der Konsum  $X$  der  $i$ -ten Periode nicht nur vom Einkommen der gegenwärtigen, sondern auch von Konsum und Einkommen der Vorperioden ab. Die Anzahl der in diesem Ansatz zu verwendenden Verzögerungen wurde mit Hilfe von Informationskriterien mit fünf festgelegt. Neben der Abhängigkeit vom Einkommen  $EK$  und einer Konstanten  $c$ , müssen aufgrund der Verwendung von Quartalsdaten eine saisonale Dummyvariable  $\delta$  mit 2 Verzögerungen (das ergibt in Summe lediglich drei Saisondummies, bei Verwendung von vier Saisondummies wäre lineare Abhängigkeit gegeben) in das zu schätzenden ADL System miteinbezogen werden.

Die Kleinste-Quadrate Schätzung liefert die Parameter des ADL-Modells 5. Ordnung, basierend auf logarithmierten Daten (mit Kleinbuchstaben bezeichnet:  $x = \ln X$ ;  $ek = \ln EK$ ), diese können nachfolgender Tabelle 2 entnommen werden.

**Tabelle 2: ADL-Modell der 5. Ordnung des Gesamtkonsums, basierend auf logarithmierten Daten**

Verzögerung	0	1	2	3	4	5	$\Sigma$
$x_{t-i}$	-1	0,27886	0,11199	-0,11023	0,51207	-0,07142	-0,27872
$ek_{t-i}$	0,39430	-0,01379	-0,12890	-0,02429	0,03679	-0,01745	0,24667
$c$	0,29113						
$\delta_i$	-0,05965	-0,00656	0,04426				

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Nicht alle der so geschätzten Werte sind statistisch signifikant von Null verschieden, die Summe der Werte hingegen schon, die langfristige statische Lösung ist demnach statistisch signifikant aus diesem ADL-Modell 5. Ordnung ableitbar. Diese lautet:

$$x_t = 1,04449 + 0,88498 \cdot ek_t \quad (30)$$

Das heißt: steigt das (reale) verfügbare Einkommen um 1%, so steigt langfristig der Konsum um 0,885%. Da zur Schätzung der Parameter dieser langfristigen statischen Konsumfunktion logarithmische Werte verwendet wurden, entspricht der Koeffizient des Einkommens der langfristigen Einkommenselastizität



des Gesamtkonsums. Neben der Betrachtung der langfristigen Einkommenselastizität ist auch die Betrachtung der kurzfristigen Einkommenselastizität des Konsums von Interesse.

Diese wird mit Hilfe eines Fehlerkorrekturmodells aus der langfristigen Konsumfunktion und den Quartalsdaten geschätzt. Der Fehlerkorrekturterm  $ECM_t$  ist unter Verwendung der langfristigen Konsumfunktion wie folgt definiert:

$$ECM_t = x_t - 0,88498 \cdot ek_t \quad (31)$$

Die kurzfristige Dynamik des Konsums wird mit dem Fehlerkorrekturmodell modelliert, welches quartalsweise den jährlichen Konsumanstieg mit dem jährlichen Einkommensanstieg, sowie dem Fehlerkorrekturterm der Vorperiode in Beziehung setzt. Es ergibt sich folgende Funktion der Konsumänderung:

$$\begin{aligned} \Delta_4 x_t = & 0,47167 + 0,38412 \cdot \Delta_4 ek_t - 0,43888 \cdot ECM_{t-1} \\ & - 0,04641 \cdot \delta_{0t} - 0,04464 \cdot \delta_{1t} + 0,00126 \cdot \delta_{2t} \end{aligned} \quad (32)$$

Formel (32) beschreibt somit die Abhängigkeit von Veränderungsraten; der Koeffizient der Veränderung des Einkommens  $\Delta_4 ek_t$  kann als kurzfristige Einkommenselastizität des Gesamtkonsums interpretiert werden. Die langfristige Einkommenselastizität (0,88) ist demnach mehr als doppelt so hoch als die kurzfristige Einkommenselastizität (0,38), dies ist durch die Trägheit des Konsumentenverhaltens erklärbar. Die Konsumenten passen ihr Konsumverhalten nur langsam an Einkommensveränderungen an, um abzuwarten, ob diese Einkommensveränderungen permanenten Charakter haben.

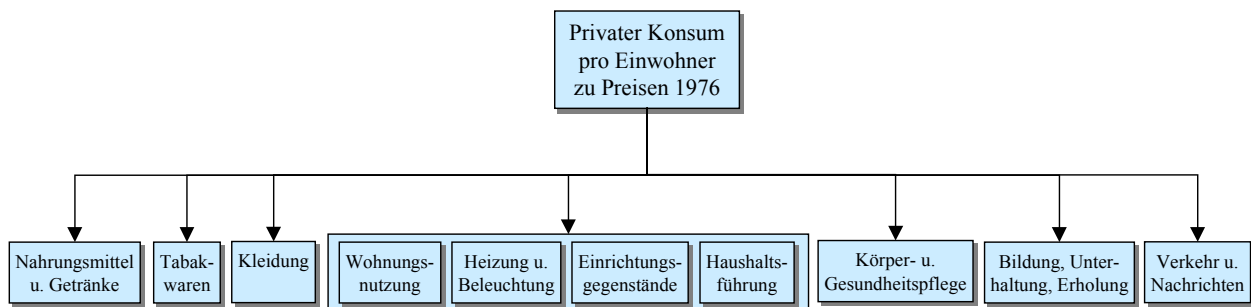
### 3.3 Schätzung des vollständigen Nachfragesystems gemäß AIDS-Ansatz

#### 3.3.1 Die erste hierarchische Stufe (Nachfragesystem des privaten Konsums)

Auf der ersten hierarchischen Stufe wird ein vollständiges Nachfragesystem des gesamten privaten Konsums aus den saisonbereinigten Konsum- und Preisdaten der 11 Verbrauchsgruppen des privaten Konsums (wie in Kapitel 3.1.3 beschrieben) abgeleitet.

Um eine erhöhte Zuverlässigkeit der Schätzung zu gewährleisten, wird die Anzahl der Freiheitsgrade des Nachfragesystems durch Aggregation sämtlicher Wohn-bezogener Verbrauchsgruppen („Wohnungsnutzung“, „Heizung und Beleuchtung“, „Einrichtungsgegenstände“ und „Haushaltsführung“) zu einer einzigen Verbrauchsgruppe „Wohnen“ verringert.

**Abbildung 8: Erste hierarchische Stufe des zu schätzenden Nachfragesystems des privaten Konsums**



Quelle: IFIP, eigene Darstellung, 2000.

Die Konsumdaten werden durch einfache Summation aggregiert. Als Verbraucherpreise der aggregierten Verbrauchsgruppe „Wohnen“ werden die Durchschnitte der vier einzelnen quartalsweisen Verbraucherpreise herangezogen.

##### 3.3.1.1 Schätzung der ersten hierarchischen Stufe

Die oberste Stufe eines hierarchischen Nachfragesystems wurde gemäß dem Almost Ideal Demand Systems (vgl. Kapitel 2.3) geschätzt:

$$w_{it} = \alpha_i + \alpha_{iT}t + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i \left[ \ln Y_t - \sum_{i=1}^n w_{it} \ln p_{it} \right] \quad (33)$$

Auf dieser hierarchischen Stufe werden sämtliche Güter des privaten Konsums sieben Konsumgüterbündeln gemäß Paragraph 3.1.2 zugeordnet. Die Nebenbedingungen, welche sich aus den Konsistenzbedingungen (vergleiche Formel (16)) ableiten, werden vorerst zur Gänze ausser Acht

gelassen. Die Schätzergebnisse für die Koeffizienten  $\alpha_i$ ,  $\alpha_{iT}$ ,  $\beta_i$  und  $\gamma_{ij}$  unter Verwendung des Kleinst-Quadrate Schätzansatzes sind in der Tabelle 3 zusammengestellt.

**Tabelle 3: Mittels gewöhnlichem Kleinst-Quadrate Schätzer geschätzte Parameter des vollständigen Nachfragesystems, bestehend aus 7 Konsumgüterbündeln; basierend auf saisonbereinigten Quartalsdaten aus den Jahren 1966 bis 1995.**

Koeffizient	Koeffizient von	Gruppe 1	Gruppe 2	Gruppe 3	Gruppe 4	Gruppe 5	Gruppe 6	Gruppe 7
		Nahrungsmittel u. Getränke	Tabakwaren	Kleidung	Wohnen	Körper- u. Gesundheitspflege	Verkehr u. Nachrichten	Bildung, Unterhalt., Erholung
$\alpha_i$	1	0,2221	-0,0251	-1,1743	1,5128	1,7058	-3,1358	1,8944
$\alpha_{iT}$	t	0,0002	0,0000	-0,0008	0,0006	0,0006	-0,0007	0,0001
$\gamma_{i1}$	$\ln p_{1t}$	0,1499	0,0307	0,1753	0,0333	-0,1489	0,0396	-0,2800
$\gamma_{i2}$	$\ln p_{2t}$	0,0167	0,0168	-0,0034	-0,0242	-0,0242	-0,0224	0,0407
$\gamma_{i3}$	$\ln p_{3t}$	0,0623	-0,0310	-0,0936	-0,1476	0,0056	0,1241	0,0803
$\gamma_{i4}$	$\ln p_{4t}$	0,0399	0,0153	0,1227	-0,0241	-0,0754	0,2957	-0,3742
$\gamma_{i5}$	$\ln p_{5t}$	-0,0999	-0,0057	-0,0358	-0,0222	0,0438	0,0439	0,0758
$\gamma_{i6}$	$\ln p_{6t}$	-0,0517	0,0011	-0,1010	-0,0829	-0,0051	0,0830	0,1566
$\gamma_{i7}$	$\ln p_{7t}$	0,0598	-0,0023	0,1264	-0,0172	-0,0629	-0,0024	-0,1014
$\beta_i$	$\ln y_t - \ln p_t$	-0,1591	-0,0132	0,0938	0,0063	-0,0909	0,1483	0,0148

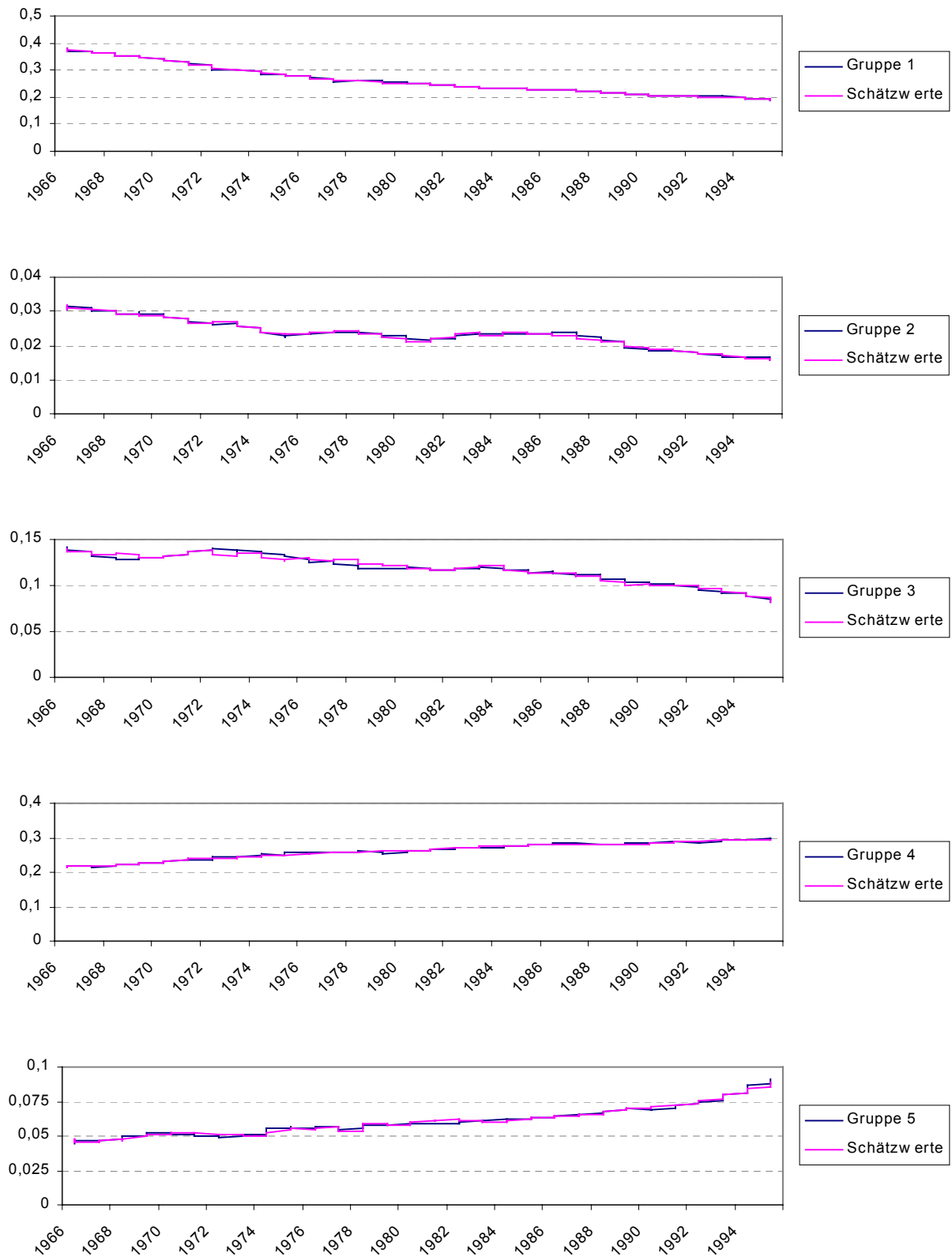
Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

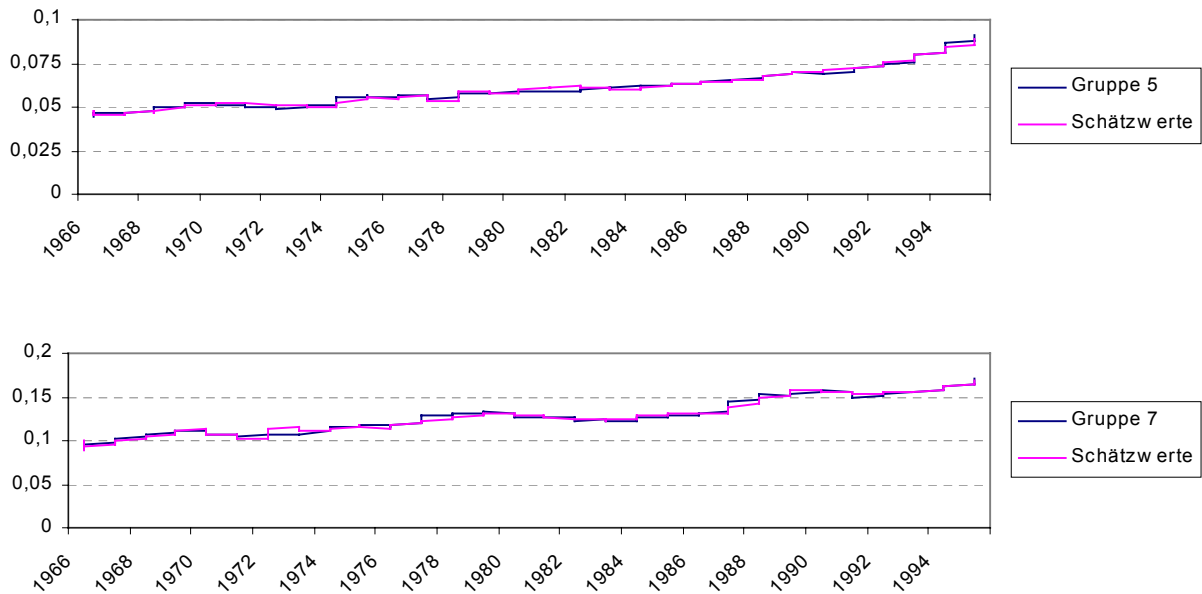
Im ersten Analyseschritt werden die so geschätzten Budgetanteile graphisch mit den tatsächlichen Budgetanteilen jeder Periode verglichen. Es ergibt sich ein Bild, in dem die geschätzten Nachfragefunktion äusserst gut mit den tatsächlichen, durch die Budgetanteile abgebildeten Nachfragewerten übereinstimmen. Die relativen Abweichungen  $e_{rel}$

$$e_{rel} = \left| \frac{\tilde{w}_{it} - w_{it}}{\tilde{w}_{it}} \right| \quad (34)$$

der Schätzwerte von den tatsächlichen Werten, bewegen sich je nach betrachteter Verbrauchsgruppe in einer Bandbreite von 2% (bei dem in dieser Studie fokussierten Bereich der Nahrungsmittel und Getränke) bis maximal 9 %.

**Abbildung 9: Vergleich der mittels AIDS-Modell und unter Zuhilfenahme des gewöhnlichem Kleinste-Quadrate Schätzer geschätzten Werte und der tatsächlichen Werte der Budgetanteile  $w_{it}$  der ersten hierarchischen Stufe.**





Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung, IFIP 2000.

### 3.3.1.2 Bewertung der Güte des Nachfragesystems und der einzelnen Parameter

Um die berechneten Parameter sinnvoll interpretieren zu können, wird zuerst die Güte des gesamten geschätzten Nachfragesystems sowie der einzelnen Parameter bewertet. Diese wird mit Hilfe verschiedener Tests ermittelt (vergleiche Anhang 7.1). Beginnend mit der Auswertung der Durbin-Watson Teststatistik 4. Ordnung (da die Schätzung auf Quartalsdaten basiert) werden die Residuen (die Differenzen zwischen wahren und geschätzten Werten) auf Autokorrelation überprüft. In einem realistisch geschätzten Nachfragesystem soll bei nichtdauerhaften Konsumgütern keine Autokorrelation auftreten, allgemeiner soll dem Nachfragesystem kein autoregressiver (intertemporaler) Prozess zu Grunde liegen.

Die Testergebnisse können der Tabelle 4 entnommen werden.

**Tabelle 4: Durbin-Watson Test 4. Ordnung auf Autokorrelation für das Nachfragesystem der ersten hierarchische Stufe bei Unterteilung des privaten Konsums in 7 Verbrauchsgruppen**

Verbrauchsgruppe	Gruppe 1 Nahrungsmittel u. Getränke	Gruppe 2 Tabakwaren	Gruppe 3 Kleidung	Gruppe 4 Wohnen	Gruppe 5 Körper- u. Gesundheitspflege	Gruppe 6 Verkehr u. Nachrichten	Gruppe 7 Bildung, Unterhalt., Erholung
Teststatistik	1,95025	1,79580	1,22488	1,31559	1,22756	1,06264	1,61335
Autokorrelation	keine	keine	positive	positive	positive	positive	n. e.

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Für die Zeitreihen der Gruppen 3 bis 6 zeigt der Durbin-Watson Test das Vorhanden sein von positiver Autokorrelation 4. Ordnung in den Residuen. Für die im Rahmen dieser Studie jedoch besonders interessante Verbrauchsgruppe „Nahrungsmittel und Getränke“ konnte klar das Fehlen von Autokorrelation nachgewiesen werden, deshalb kann in Hinblick auf die Aufgabenstellung von Verbesserungen des Schätzmodells Abstand genommen werden.

Mit Hilfe der  $t$ -Werte wird die Güte der einzelnen Parameter des Nachfragesystems bewertet, indem jeder einzelne Parameter auf Null getestet wird. Ergeben sich  $t$ -Werte die ausserhalb des Annahmeintervalls (bei einem Testniveau von 90 %: [-1,812, 1,812]) liegen, wird diese Nullhypothese mit hoher Wahrscheinlichkeit verworfen, der jeweilige Parameter besitzt dann eine hohe Signifikanz. Dieser Parameter trägt demnach viel zur Erklärung des betroffenen Budgetanteils bei.

**Tabelle 5: Test auf Signifikanz der einzelnen Parameter des Nachfragesystems der ersten hierarchischen Stufe bei Unterteilung des privaten Konsums in 7 Verbrauchsgruppen mit Hilfe der  $t$ -Werte**

Koeffizient	Koeffizient von	Gruppe 1 Nahrungsmittel u. Getränke	Gruppe 2 Tabakwaren	Gruppe 3 Kleidung	Gruppe 4 Wohnen	Gruppe 5 Körper- u. Gesundheitspflege	Gruppe 6 Verkehr u. Nachrichten	Gruppe 7 Bildung, Unterhalt., Erholung
$\alpha_i$	1	2,9044	1,5911	11,6993	15,0130	36,0063	21,8326	17,4872
$\alpha_{iT}$	T	-2,8764	-1,2326	-8,6787	-5,7248	-13,6141	-4,8723	-1,3709
$\gamma_{i1}$	$\ln p_{1t}$	-6,6411	-6,5855	-5,9170	-1,1201	-10,6485	-0,9352	-8,7559
$\gamma_{i2}$	$\ln p_{2t}$	1,6021	7,8235	0,2495	1,7623	3,7580	1,1460	2,7615
$\gamma_{i3}$	$\ln p_{3t}$	-5,8073	-14,0107	-6,6522	-10,4470	-0,8465	-6,1609	-5,2839
$\gamma_{i4}$	$\ln p_{4t}$	-2,9354	-5,4565	-6,8726	-1,3447	-8,9428	-11,5715	-19,4153
$\gamma_{i5}$	$\ln p_{5t}$	8,8193	2,4466	2,4081	1,4866	6,2520	2,0637	4,7271
$\gamma_{i6}$	$\ln p_{6t}$	3,3837	0,3349	5,0401	4,1222	0,5406	2,8947	7,2427
$\gamma_{i7}$	$\ln p_{7t}$	-6,8822	-1,2577	-11,0733	-1,5031	-11,6818	-0,1474	-8,2332
$\beta_i$	$\ln y_t - \ln p_t$	-25,8233	-10,4181	-11,6006	-0,7807	-23,8137	-12,8193	-2,6953

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Die  $t$ -Werte sind für beinahe alle geschätzten Parameter ausreichend hoch (größer als 2). Die Schätzung der Parameter  $\beta_i$  ist für beinahe alle (bis auf die Verbrauchsgruppe „Wohnen“) Verbrauchsgruppen ausgesprochen gut gelungen. Die hohen  $t$ -Werte dieser Zeile lassen auf einen höchst signifikanten Einfluss des Gesamtkonsums und damit des verfügbaren Einkommens auf die Budgetanteile schließen. Gemäß Kapitel 2.3 und Kapitel 2.5 stehen diese Parameter in direktem Zusammenhang mit den Gesamtkonsumelastizitäten und damit mit den Einkommenselastizitäten. Die aus dem Nachfragesystem abgeleiteten Gesamtkonsum- und Einkommenselastizitäten haben somit für die Verbrauchsgruppen 1 bis 6 und 7 eine sehr hohe Signifikanz. Die von Preis, Konsum und Zeit unabhängigen Fixanteile  $\alpha_i$  haben mit Ausnahme des Wertes für die 2. Verbrauchsgruppe gleichfalls einen äusserst signifikanten Einfluss auf die Budgetanteile, ebenso die linearen Trends der Gruppen 1 und 3 bis 6.

Die Parameter  $\gamma_{ij}$ , welche eng verknüpft mit den Preis- bzw. Kreuzpreiselastizitäten sind, haben zum Teil erheblich niedrigere Signifikanzwerte. Bei den Werten der Diagonale ( $\gamma_{ii}$ ), diese sind eng verknüpft mit den direkten Preiselastizitäten, ist bis auf Gruppe 4 ein hinreichend signifikanter Einfluss auf das Endergebnis gegeben. Hauptaugenmerk wird hier jedoch auf die Signifikanz aller mit der Verbrauchsgruppe „Nahrungsmittel und Getränke“ involvierten Parameter gelegt. Dies sind sämtliche Werte der Spalte „Gruppe 1“ sowie die der Zeile  $\gamma_{i1}$ . Die signifikantesten Zusammenhänge bestehen gemäß dieser  $t$ -Werte zwischen Konsum von Nahrungsmitteln und den Preisen der Verbrauchsgruppen „Kleidung“, „Körper- u. Gesundheitspflege“ sowie „Bildung u. Unterhaltung“ als auch zwischen dem Preis der „Nahrungsmittel und Getränke“ und dem Konsum der Verbrauchsgruppen „Tabakwaren“, „Kleidung“, „Körper- u. Gesundheitspflege“ und „Bildung u. Unterhaltung“.

Sämtliche die Gruppe „Wohnen“ betreffende Effekte können nicht statistisch gesichert werden, dies ist zum Teil auf die Inhomogenität der Gruppe zurückzuführen. Von einer Disaggregation der Schätzung wird jedoch in Hinblick auf die Schätzgenauigkeit sowie den eigentlichen Fokus der Studie Abstand genommen.

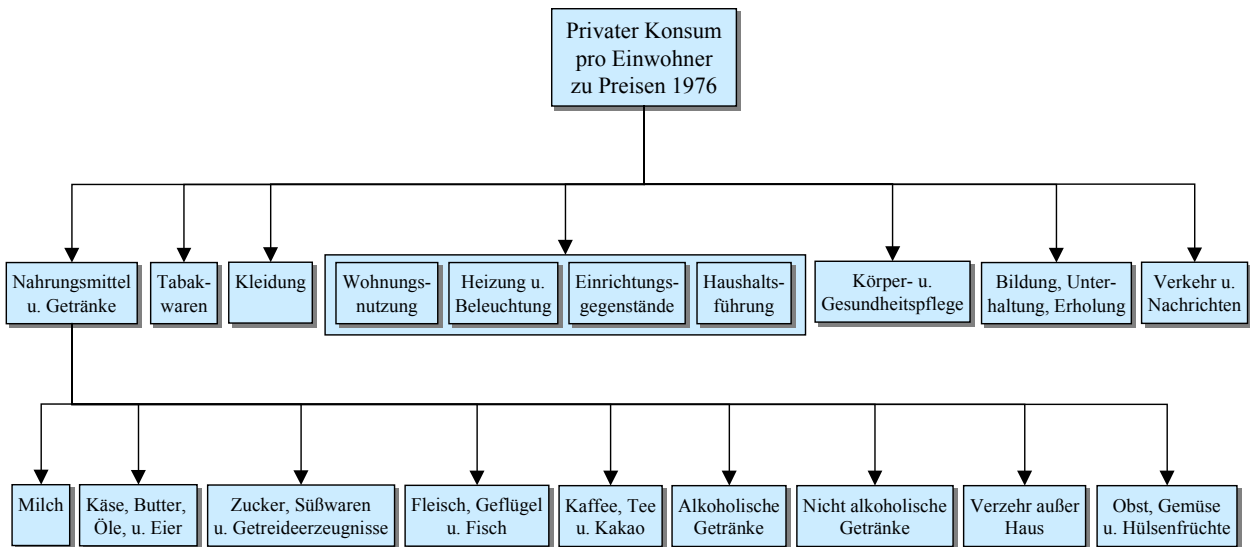
### **3.3.2 Die zweite hierarchische Stufe (Nachfragesystem des Konsums von Nahrungsmitteln und Getränken)**

Auf der zweiten hierarchischen Stufe des Nachfragesystems werden, wieder mit Hilfe des AIDS-Modells, die Parameter eines vollständigen Nachfragesystems für Nahrungsmittel und Getränke geschätzt.

#### *3.3.2.1 Schätzung eines Nachfragesystems bestehend aus 9 Untergruppen*

Im ersten Ansatz wird die zweite hierarchische Stufe eines vollständigen Nachfragesystems bestehend aus 9 Untergruppen aus den jährlichen Konsum- und Preisdaten wie in Kapitel 3.1.3 beschrieben geschätzt. Dies führt auf ein hierarchisches Nachfragesystem wie nachfolgend in Abbildung 10 illustriert.

**Abbildung 10: Hierarchisches Nachfragesystem des privaten Konsums: Unterteilung der zweiten Stufe in 9 Untergruppen.**



Quelle: Eigene Darstellung, IFIP 2000.

Wie bei der Schätzung der ersten Stufe werden nun die jeweils zwölf Parameter der einzelnen Nachfragegleichungen der neun Untergruppen geschätzt. Die mittels Kleinste-Quadrate Schätzer berechneten Parameter können nachfolgender Tabelle 6 entnommen werden.

**Tabelle 6: Mittels gewöhnlichem Kleinste-Quadrate Schätzer geschätzte Parameter des vollständigen Nachfragesystems nach Nahrungsmitteln und Getränken, bestehend aus 7 Konsumgüterbündeln; basierend auf Daten aus den Jahren 1969 bis 1994.**

Koeffizient	Koeffizient von	Gruppe 1 Milch	Gruppe 2 Käse, Butter, Öle, Eier	Gruppe 3 Zucker, Süßwaren, Getreideerz.	Gruppe 4 Fleisch, Geflügel, Fisch	Gruppe 5 Kaffee, Tee	Gruppe 6 Alkoholische Getränke	Gruppe 7 Alkoholfreie Getränke	Gruppe 8 Verzehr außer Haus	Gruppe 9 Obst, Gemüse, Hülsenfr.
$\alpha_i$	1	0,03216	-0,06250	0,85884	0,58629	-0,01420	-1,18219	-0,01664	0,41394	0,38431
$\alpha_{iT}$	t	0,00177	-0,00048	0,00036	0,00264	-0,00221	-0,00143	0,00094	0,00197	-0,00356
$\gamma_{i1}$	$\ln p_{1t}$	0,04752	0,00289	-0,02483	0,03549	0,00178	-0,01589	0,00140	-0,01224	-0,03611
$\gamma_{i2}$	$\ln p_{2t}$	0,03421	0,05253	-0,03208	-0,00982	-0,04605	0,01258	-0,01243	0,01356	-0,01249
$\gamma_{i3}$	$\ln p_{3t}$	-0,01738	0,02842	0,05306	-0,10485	0,01158	0,03706	-0,00688	-0,04836	0,04736
$\gamma_{i4}$	$\ln p_{4t}$	-0,00764	-0,03754	-0,01754	0,12440	-0,02405	0,08652	-0,00209	-0,05752	-0,06454
$\gamma_{i5}$	$\ln p_{5t}$	0,01024	0,00181	-0,00305	-0,01486	0,00461	0,00763	0,00343	0,00571	-0,01553
$\gamma_{i6}$	$\ln p_{6t}$	-0,01737	-0,01834	-0,00292	-0,02207	0,00251	0,05834	0,02027	0,01835	-0,03876
$\gamma_{i7}$	$\ln p_{7t}$	0,03905	0,00766	-0,02113	0,07178	-0,02199	0,01054	0,00016	-0,01857	-0,06750
$\gamma_{i8}$	$\ln p_{8t}$	-0,06763	0,02088	-0,03032	-0,03028	-0,00583	0,02466	-0,02333	-0,00445	0,11629
$\gamma_{i9}$	$\ln p_{9t}$	-0,00044	-0,01137	-0,00570	0,02447	-0,02322	-0,05478	0,00741	-0,01390	0,07754
$\beta_i$	$\ln y_t - \ln p_t$	-0,01982	-0,01206	-0,06405	-0,13792	0,09874	0,10703	0,01645	0,05971	-0,04808

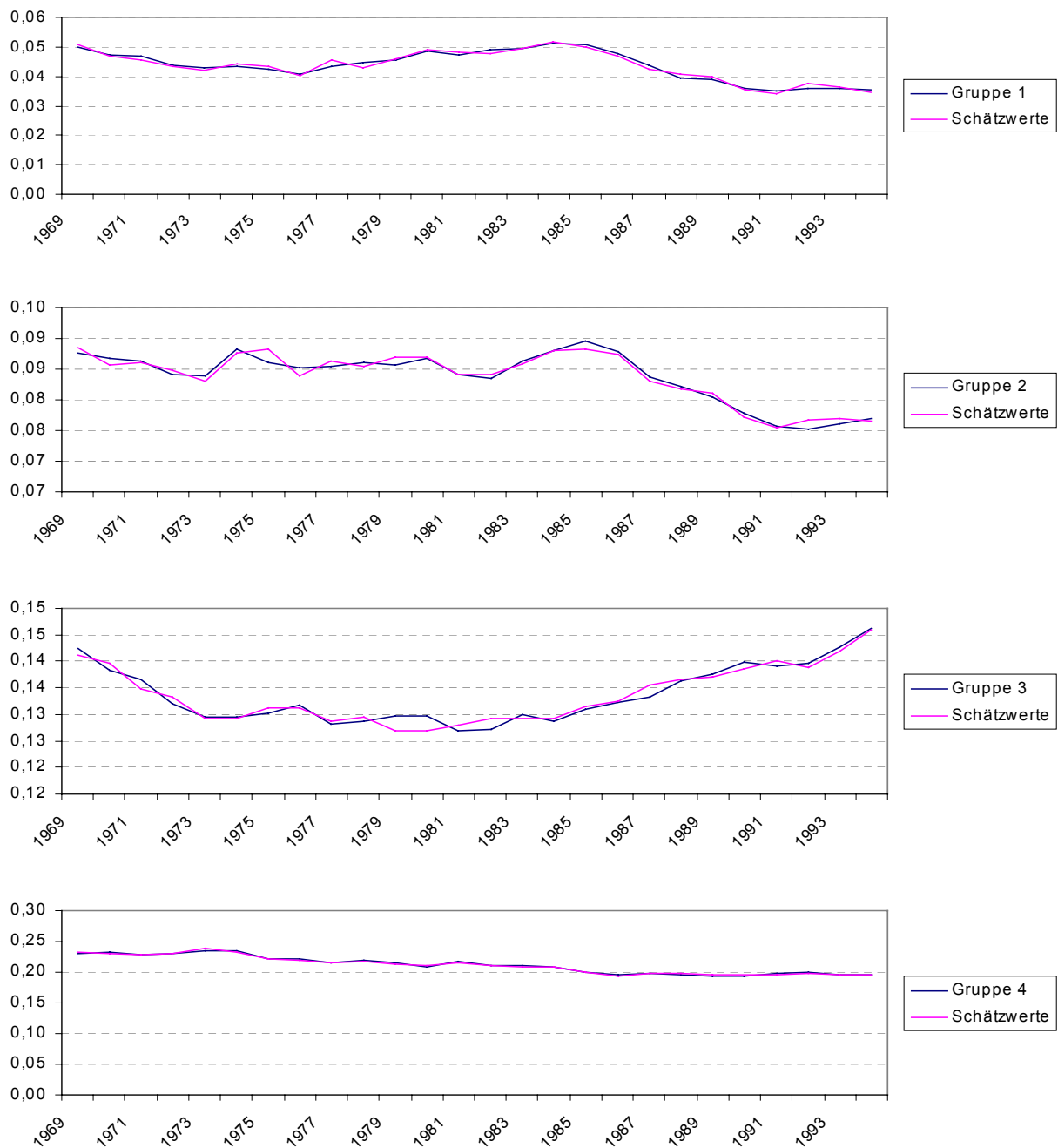
Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

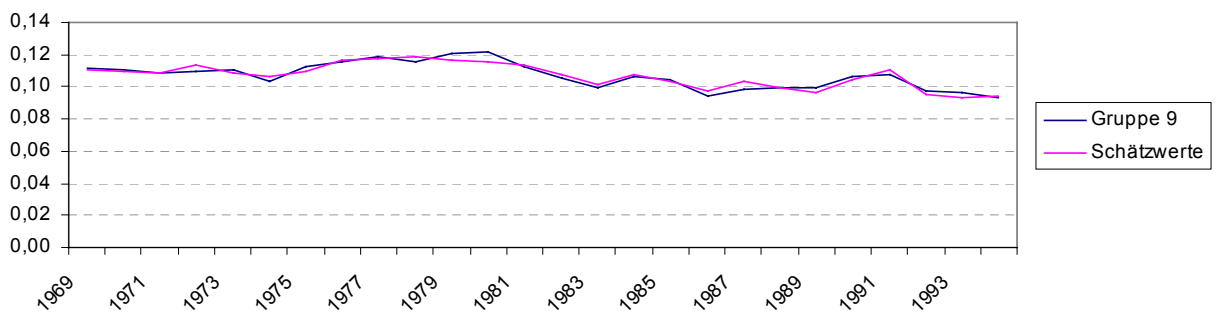
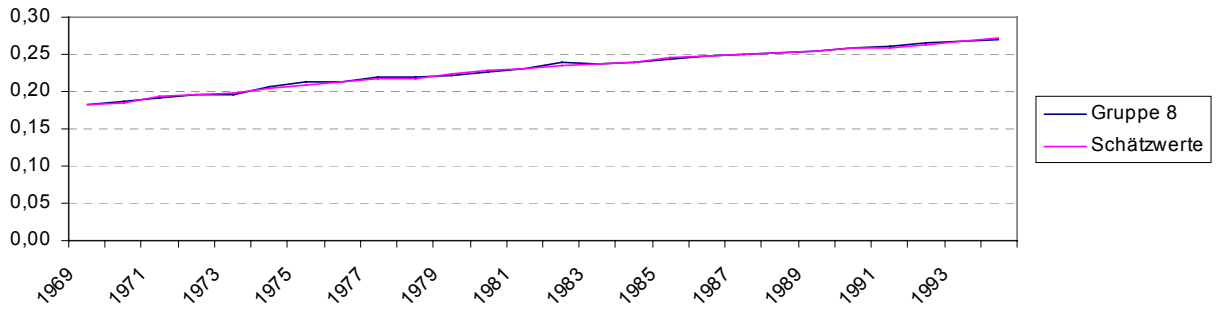
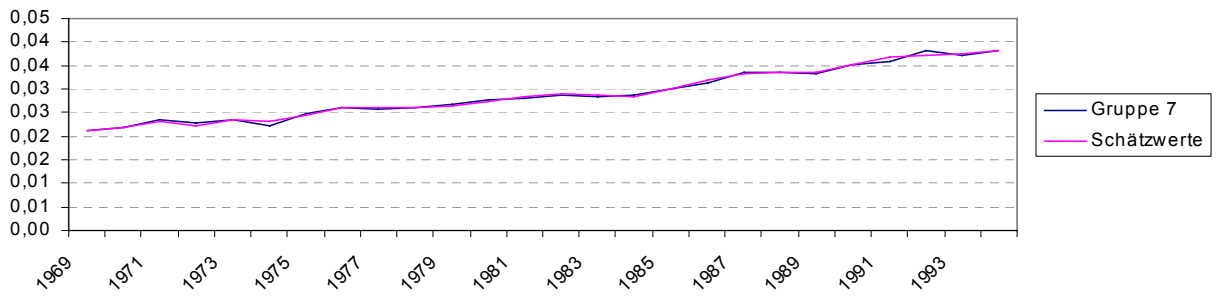
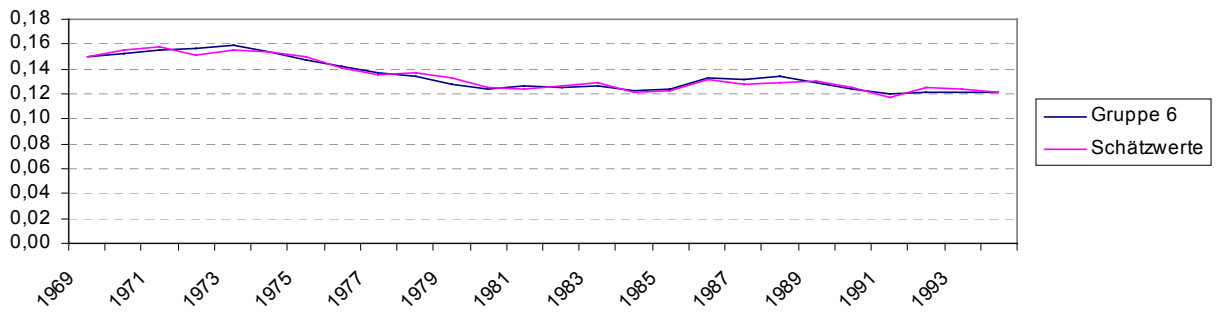
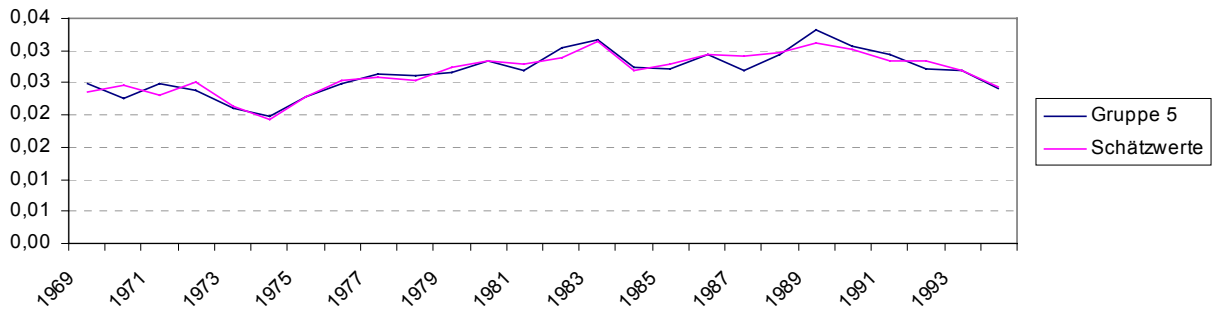
Bei der Interpretation dieser Ergebnisse ist zu beachten, dass sich die Budgetanteile  $w_i$  genau wie zuvor auf die gesamten Konsumausgaben pro Einwohner beziehen. Die Budgetanteile  $w_i$  geben also an, welcher Anteil vom Gesamtkonsum von Nahrungsmitteln und Getränken auf die jeweilige Untergruppe entfällt.



Wie zuvor werden die Schätzwerte den tatsächlichen Werten graphisch gegenübergestellt. Die Anpassung des Schätzers an die wahre Kurve ist wieder verhältnismäßig gut, die Abweichungen liegen je nach Verbrauchsgruppe in einer Bandbreite von 2% bis 10 % um den tatsächlichen Wert. Dies ist jedoch nicht unbedingt ein Zeichen hoher Güte, geringe Abweichungen weisen oft auf eine zu hohe Anzahl von zu schätzenden Parametern hin.

**Abbildung 11: Vergleich der mittels AIDS-Modell und unter Zuhilfenahme des gewöhnlichem Kleinste-Quadrate Schätzer geschätzten Werte und der tatsächlichen Werte der Budgetanteile  $w_{it}$  der zweiten hierarchischen Stufe, bei Unterteilung in 9 Untergruppen**





Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung, IFIP 2000.

### 3.3.2.1.1 Bewertung der Güte des Nachfragesystems und der einzelnen Parameter

Mit Hilfe der Durbin-Watson Teststatistik erster Ordnung wird das Nachfragesystem auf das Vorhandensein von Autokorrelation untersucht. Es konnte nachgewiesen werden, daß für die Zeitreihen der 4 Untergruppen 1, 3, 8 und 9 keine Autokorrelation vorliegt, bei den anderen Gütergruppen kann keine statistische Aussage getroffen werden.

**Tabelle 7: Durbin-Watson Test auf Autokorrelation für das Nachfragesystem der zweiten hierarchische Stufe bei Unterteilung des privaten Konsums von Nahrungsmitteln und Getränken in 9 Untergruppen**

Verbrauchsgruppe	Gruppe 1 Milch	Gruppe 2 Käse, Butter, Öle, Eier	Gruppe 3 Zucker, Süßwaren, Getreideer.	Gruppe 4 Fleisch, Geflügel, Fisch	Gruppe 5 Kaffee, Tee	Gruppe 6 Alkoholische Getränke	Gruppe 7 Alkohol-freie Getränke	Gruppe 8 Verzehr ausser Haus	Gruppe 9 Obst, Gemüse, Hülsenfr.
Teststatistik	2,23303	2,56199	2,10657	2,65872	2,629334	1,43579	2,42808	2,22623	2,05082
Autokorrelation	keine	n. e.	Keine	n. e.	n. e.	n. e.	n. e.	keine	keine

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Die Tests auf Signifikanz der einzelnen Parameter mit Hilfe der  $t$ -Werte liefern ein äusserst dürftiges Ergebnis. Der Großteil der Indikatoren für Interdependenzen zwischen Konsum und Preisen anderer Güter ist nur schwach signifikant (Annahmintervall bei einem Testniveau von 90 %: [-1,782, 1,782]). Kreuzpreiseffekte konnten für dieses Nachfragesystem größtenteils nicht nachgewiesen werden.

**Tabelle 8: Test auf Signifikanz der einzelnen Parameter des Nachfragesystems der zweiten hierarchischen Stufe bei Unterteilung des privaten Konsums von Nahrungsmitteln und Getränken in 9 Untergruppen mit Hilfe der  $t$ -Werte**

Koeffizient	Koeffizient von	Gruppe 1 Milch	Gruppe 2 Käse, Butter, Öle, Eier	Gruppe 3 Zucker, Süßwaren, Getreideer.	Gruppe 4 Fleisch, Geflügel, Fisch	Gruppe 5 Kaffee, Tee	Gruppe 6 Alkoholische Getränke	Gruppe 7 Alkohol-freie Getränke	Gruppe 8 Verzehr ausser Haus	Gruppe 9 Obst, Gemüse, Hülsenfr.
$\alpha_i$	1	0,07836	0,30148	2,21869	1,28651	0,04513	1,73946	0,12427	0,61786	0,58047
$\alpha_{iT}$	$t$	1,52942	0,81398	0,32679	2,04848	2,48934	0,74367	2,48053	1,03986	1,90220
$\gamma_{i1}$	$\ln p_{1t}$	3,27154	0,39373	1,81254	2,20047	0,15950	0,66071	0,29599	0,51618	1,54110
$\gamma_{i2}$	$\ln p_{2t}$	1,34752	4,09660	1,33980	0,34849	2,36690	0,29922	1,50112	0,32717	0,30494
$\gamma_{i3}$	$\ln p_{3t}$	0,57566	1,86355	1,86319	3,12746	0,50034	0,74129	0,69880	0,98127	0,97233
$\gamma_{i4}$	$\ln p_{4t}$	0,30518	2,96925	0,74291	4,47565	1,25383	2,08735	0,25575	1,40772	1,59831
$\gamma_{i5}$	$\ln p_{5t}$	1,01425	0,35556	0,32057	1,32518	0,59577	0,45653	1,04206	0,34651	0,95351
$\gamma_{i6}$	$\ln p_{6t}$	1,23346	2,57809	0,21974	1,41111	0,23268	2,50096	4,40959	0,79797	1,70566
$\gamma_{i7}$	$\ln p_{7t}$	1,28967	0,50055	0,73975	2,13485	0,94770	0,21022	0,01593	0,37561	1,38182
$\gamma_{i8}$	$\ln p_{8t}$	1,91689	1,17185	0,91105	0,77282	0,21568	0,42201	2,02663	0,07720	2,04317
$\gamma_{i9}$	$\ln p_{9t}$	0,02760	1,40528	0,37725	1,37512	1,89108	2,06455	1,41793	0,53157	2,99999
$\beta_i$	$\ln y_t - \ln p_t$	0,45606	0,54907	1,56205	2,85707	2,96385	1,48673	1,15938	0,84140	0,68563

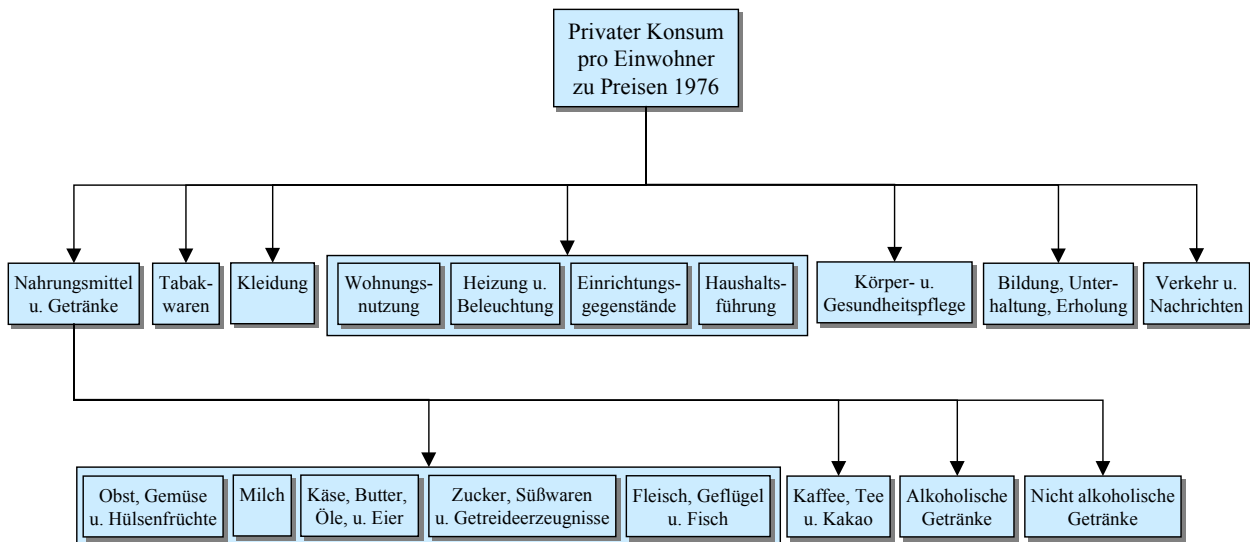
Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Aufgrund dieser statistisch nicht belegbaren Schätzergebnisse war eine Neuberechnung des Nachfragesystems mit erhöhter Zuverlässigkeit erforderlich.

### 3.3.2.2 Schätzung eines Nachfragesystems bestehend aus 4 Untergruppen

Um die Güte der Schätzung des Nachfragesystems von Nahrungsmitteln und Getränken zu erhöhen, kann zum einen die Anzahl der betrachteten Periode erhöht, oder die Anzahl der gesuchten Parameter vermindert werden. Eine Verlängerung der Zeitreihe scheidet aufgrund der gegebenen Datenlage aus, die Anzahl der Unbekannten muss somit eingeschränkt werden. Dies wird durch eine weitere Aggregation der Untergruppen der Verbrauchsgruppe „Nahrungsmittel und Getränke“ erreicht. Sämtliche Nahrungsmittel werden zu einem einzigen Güterbündel zusammengefasst, „Verzehr von Nahrungsmitteln und Getränken ausser Hause“ wird zur Gänze ausser Acht gelassen, da sich dieser aus den verschiedensten Konsumgüterbündeln zusammensetzt und somit keine aufschlussreiche Interpretation zulässt. Aus dieser Vorgehensweise ergeben sich nur noch vier Untergruppen von Nahrungsmitteln und Getränken und somit ein hierarchisches Nachfragesystem, das in der Abbildung 12 illustriert ist.

**Abbildung 12: Hierarchisches Nachfragesystem des privaten Konsums: Unterteilung der zweiten Stufe in 4 Untergruppen.**



Quelle: IFIP, eigene Darstellung, 2000.

Der Konsum der einzelnen Untergruppen wird wiederum durch einfache Addition aggregiert, die Verbraucherpreise dieser Untergruppen durch gewichtete (gemäß der Anteile der einzelnen Untergruppen am Verbraucherpreisindex) Durchschnittsbildung der untergruppenweisen Einzelverbraucherpreise.

Die neuerliche Schätzung der einzelnen Gleichungen des Nachfragesystem nach Nahrungsmitteln und Getränken gemäß AIDS-Ansatz mit jeweils sieben Unbekannten pro Nachfragegleichung führt auf folgende Ergebnisse (vgl. Tabelle 9).

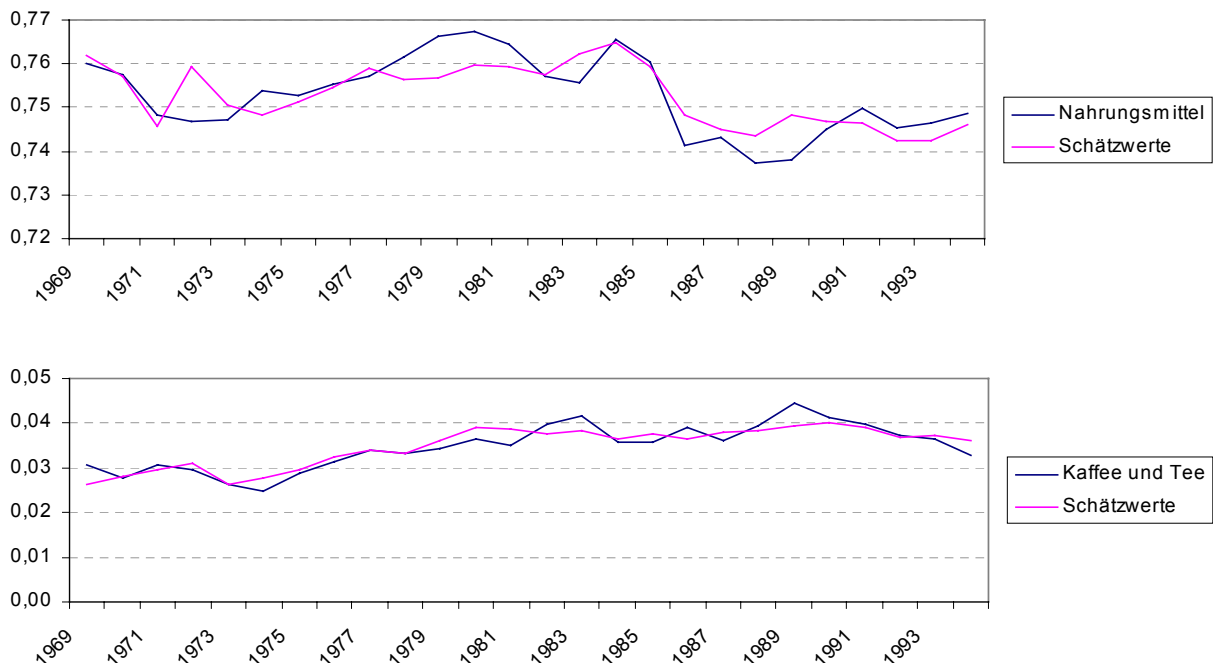
**Tabelle 9: Mittels gewöhnlichem Kleinste-Quadrate Schätzer geschätzte Parameter des vollständigen Nachfragesystems nach Nahrungsmitteln und Getränken, bestehend aus 4 Konsumgüterbündeln; basierend auf Daten aus den Jahren 1969 bis 1994.**

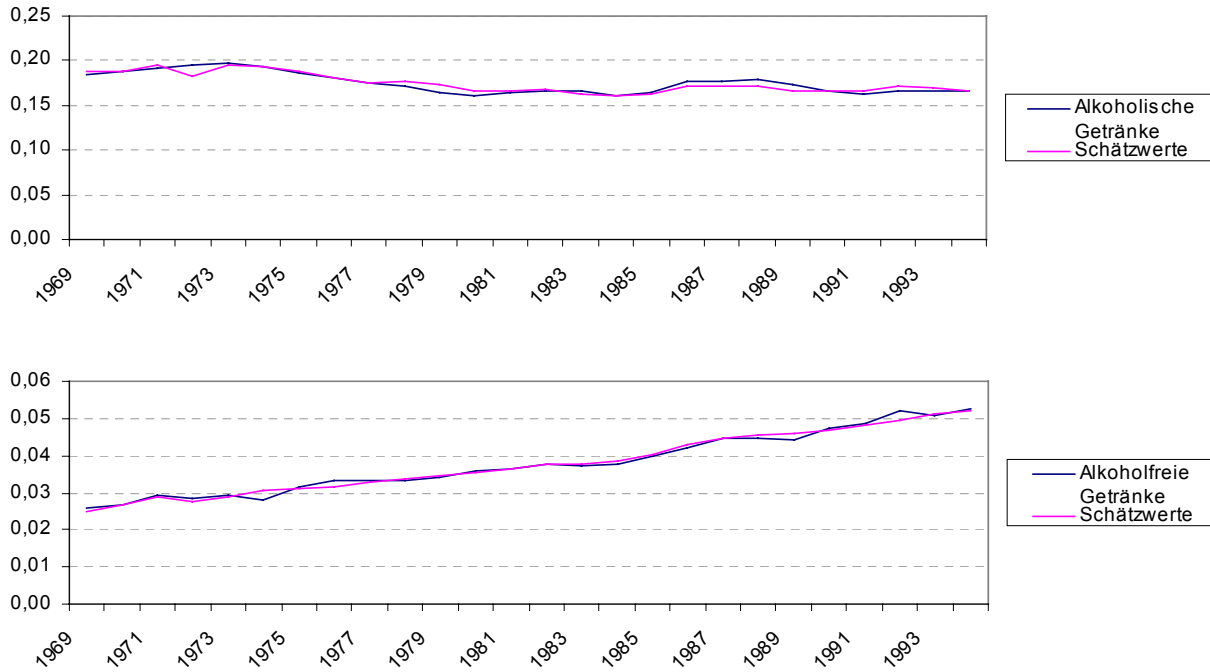
Koeffizient	Koeffizient von	Gruppe 1 Nahrungsmittel	Gruppe 2 Kaffee, Tee	Gruppe 3 Alkoholische Getränke	Gruppe 4 Alkoholfreie Getränke
$\alpha_i$	1	2,4311	0,1889	-1,5286	-0,0914
$\alpha_{iT}$	T	-0,0014	-0,0021	0,0022	0,0012
$\gamma_{i1}$	$\ln p_{1t}$	-0,1839	-0,0405	0,1977	0,0268
$\gamma_{i2}$	$\ln p_{2t}$	0,0055	-0,0028	-0,0023	-0,0005
$\gamma_{i3}$	$\ln p_{3t}$	-0,1404	0,0080	0,1125	0,0200
$\gamma_{i4}$	$\ln p_{4t}$	0,0476	-0,0748	0,0457	-0,0185
$\beta_i$	$\ln y_t - \ln p_t$	-0,0808	0,0732	0,0112	-0,0036

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Mit Hilfe dieser erheblich verringerten Anzahl von Parametern kann das Nachfragesystem nur noch mit dementsprechend größeren Residuen geschätzt werden. Die Abweichungen der geschätzten Werte von den tatsächlichen Werten sind demnach zum Teil erheblich höher als zuvor, sie liegen hier in einer Bandbreite von – je nach Untergruppe – 1,3% bis 18 % um die tatsächlichen Werte. Die größten Abweichungen treten hier bei Gruppe 2 „Kaffee und Tee“ auf (vgl. Abbildung 13).

**Abbildung 13: Vergleich der mittels AIDS-Modell und unter Zuhilfenahme des gewöhnlichem Kleinste-Quadrate Schätzer geschätzten Werte und der tatsächlichen Werte der Budgetanteile  $w_{it}$  der zweiten hierarchischen Stufe.**





Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung, IFIP 2000.

*Bewertung der Güte des Nachfragesystems und der einzelnen Parameter*

Wieder werden die Durbin-Watson Teststatistik erster Ordnung und die *t*-Werte für dieses Nachfragesystem berechnet und an Hand dieser Werte die Güte des geschätzten Systems beurteilt.

**Tabelle 10: Durbin-Watson Test auf Autokorrelation für das Nachfragesystem der zweiten hierarchische Stufe bei Unterteilung des privaten Konsums von Nahrungsmitteln und Getränken in 4 Untergruppen**

Verbrauchsgruppe	Gruppe 1 Nahrungsmittel	Gruppe 2 Kaffee, Tee	Gruppe 3 Alkoholische Getränke	Gruppe 4 Alkoholfreie Getränke
Teststatistik	1,40632	1,68801	1,33993	1,8469
Autokorrelation	n. e.	n. e.	n. e.	keine

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Nur für die Gruppe „Alkoholfreie Getränke“ konnte die Abwesenheit von Autokorrelation nachgewiesen werden, gemäß Durbin-Watson Teststatistik kann bei Zeitreihen der anderen Untergruppen nicht zwischen keiner und positiver Autokorrelation in den Residuen entschieden werden (vgl. Tabelle 10).

**Tabelle 11: Test auf Signifikanz der einzelnen Parameter des Nachfragesystems der zweiten hierarchischen Stufe bei Unterteilung des privaten Konsums von Nahrungsmitteln und Getränken in 4 Untergruppen mit Hilfe der t-Werte**

Koeffizient	Koeffizient von	Gruppe 1 Nahrungsmittel	Gruppe 2 Kaffee, Tee	Gruppe 3 Alkoholische Getränke	Gruppe 4 Alkoholfreie Getränke
$\alpha_i$	1	2,90683	0,54235	2,07467	0,59277
$\alpha_{iT}$	T	0,80854	2,89017	1,46965	3,88920
$\gamma_{i1}$	$\ln p_{1t}$	1,42781	0,75582	1,74221	1,12633
$\gamma_{i2}$	$\ln p_{2t}$	0,34481	0,41992	0,16027	0,15592
$\gamma_{i3}$	$\ln p_{3t}$	3,89196	0,53256	3,53787	3,00111
$\gamma_{i4}$	$\ln p_{4t}$	0,74538	2,81005	0,81168	1,57393
$\beta_i$	$\ln y_t - \ln p_t$	1,21461	2,64188	0,19088	0,29082

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Ein klarer Aufwärtstrend des Anteils am privaten Konsum von Nahrungsmitteln und Getränken kann vor allem für die 4. Untergruppe „Alkoholfreie Getränke“ nachgewiesen werden (Annahmeintervall bei einem Testniveau von 90 %: [-1,895, 1,895]). Bei dieser Untergruppe sind vor allem die Abhängigkeit des Konsums vom Preis der alkoholfreien und dem Preis der alkoholischen Getränke signifikant. Der Großteil der übrigen Parameter steht jedoch auch bei diesem Nachfragesystem nicht in signifikantem Zusammenhang mit den Budgetanteilen.

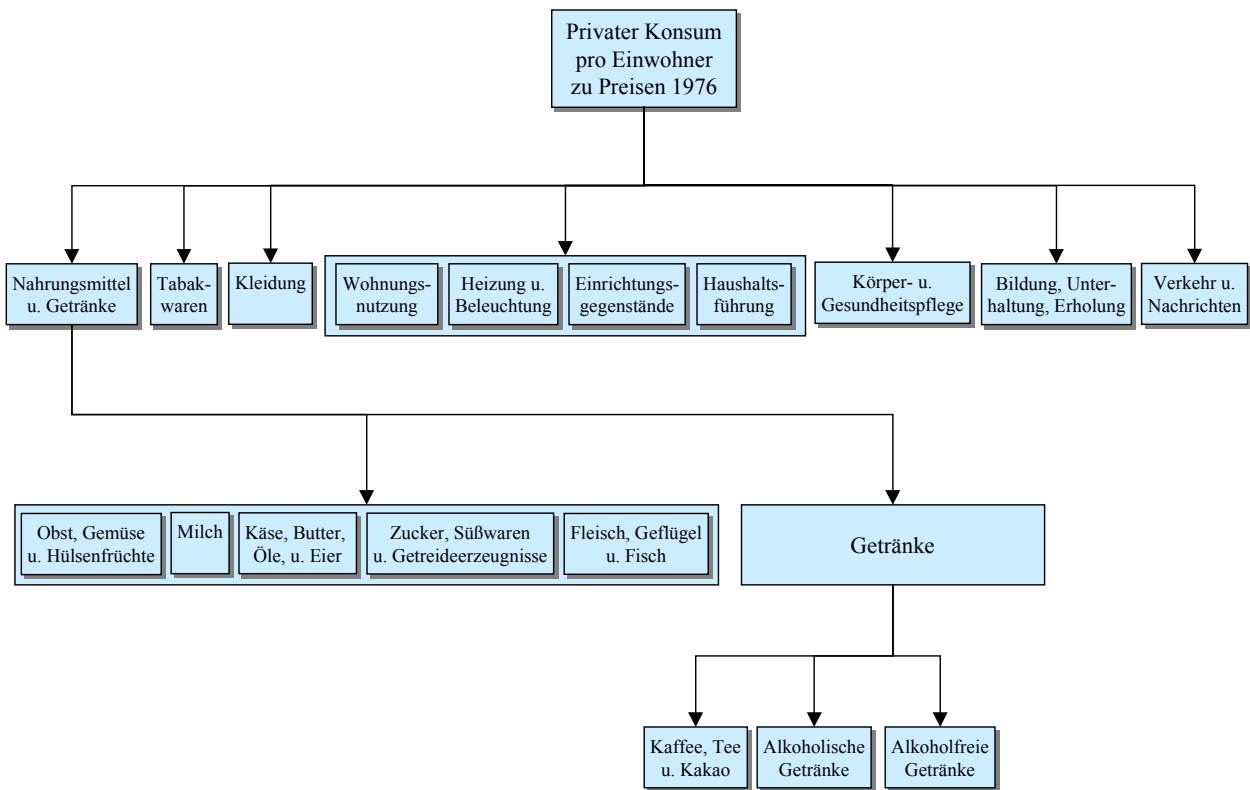
Da auch aus diesem Nachfragesystem trotz verminderter Parameteranzahl keine zufriedenstellenden Ergebnisse resultieren, ist ein verbesserter Ansatz zu entwickeln.

### 3.3.2.3 Schätzung eines hierarchischen Nachfragesystems nach Nahrungsmitteln und Getränken

Eine weitere Aggregation der Untergruppen der Getränke ist nicht mehr möglich, da dann die Untergruppe der „Alkoholfreien Getränke“ nicht mehr separat betrachtet werden kann. Es bietet sich daher die noch weitere Hierarchisierung des Nachfragesystems an. Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln und Getränken wird, wie in Abbildung 14 dargestellt, in die beiden Untergruppen „Nahrungsmittel“ sowie „Getränke“ zerlegt. Gemäß Aufgabenstellung soll der Konsum alkoholfreier Getränke detailliert untersucht werden, also wird auf einer weiteren hierarchischen Stufe der private Konsum von Getränken in die drei Untergruppen des Konsums von Getränken „Tee und Kaffee“, „Alkoholische Getränke“ sowie „Alkoholfreie Getränke“ zerlegt.

Daraus ergibt sich in Summe ein dreistufiges Nachfragesystem. Die obere Stufe der hier zu schätzenden zweiten Stufe (mittlere Stufe) wird in Folge auch als 2A bezeichnet, die untere und letzte Stufe als 2B.

**Abbildung 14: Hierarchischer Aufbau des Nachfragesystems nach privatem Konsum von Nahrungsmitteln und Getränken: Unterteilung der zweiten hierarchischen Stufe in zwei weitere Stufen**



Quelle: IFIP, eigene Darstellung, 2000.

*Stufe 2A: Privater Konsum von Nahrungsmitteln und Getränken, unterteilt in 2 Untergruppen*

Mit denselben Methoden wie bei sämtlichen vorhergehenden Schätzungen wird zuerst das Nachfragesystem der Stufe 2A geschätzt, die daraus resultierenden Ergebnisse sind Tabelle 12 zu entnehmen.

**Tabelle 12: Mittels gewöhnlichem Kleinste-Quadrate Schätzer geschätzte Parameter des vollständigen Nachfragesystems nach Nahrungsmitteln und Getränken, bestehend aus 2 Konsumgüterbündeln; basierend auf Daten aus den Jahren 1969 bis 1994.**

Koeffizient	Koeffizient von	Gruppe 1 Nahrungsmittel	Gruppe 2 Getränke
$\alpha_i$	1	3,00813	-2,00813
$\alpha_{iT}$	T	-0,00404	0,00404
$\gamma_{i1}$	$\ln p_{1t}$	-0,27218	0,27218
$\gamma_{i2}$	$\ln p_{2t}$	-0,13866	0,13866
$\beta_i$	$\ln y_t - \ln p_t$	-0,06141	0,06141

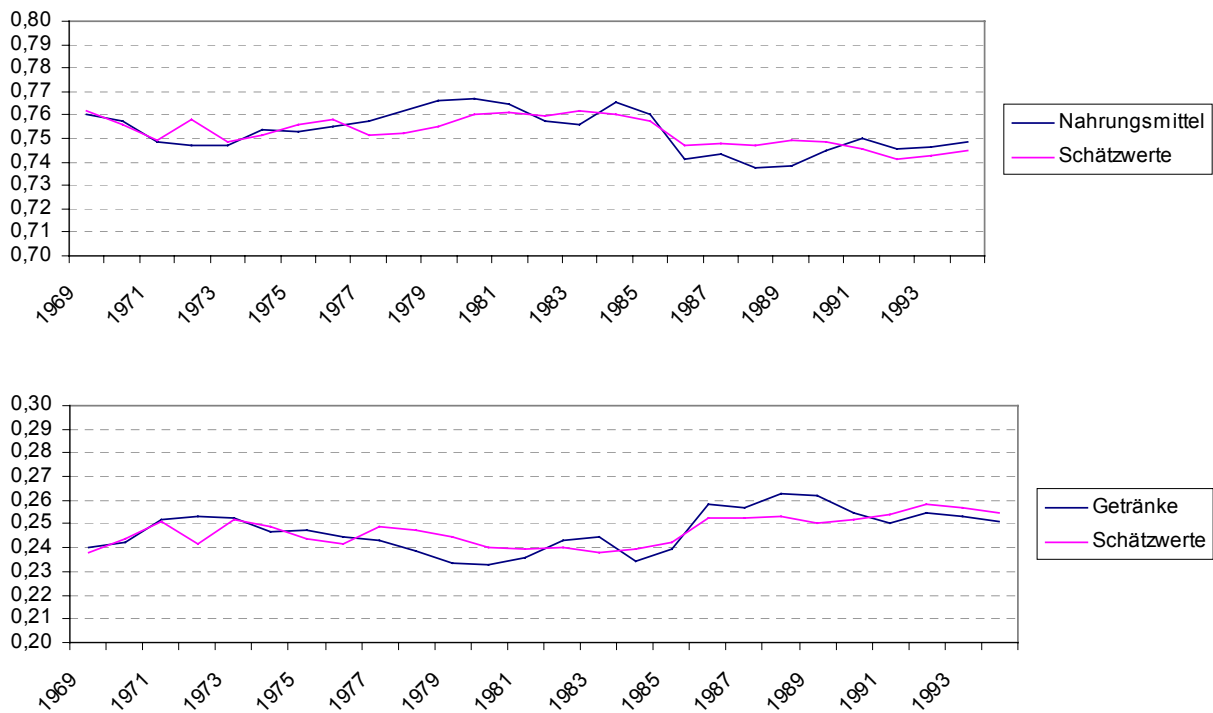
Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Trotz der geringen Anzahl von erklärenden Variablen (5) ist die Anpassung der Schätzfunktion an die wahren Werte mit der in vorherigen Schritten erreichten Güte der Anpassung vergleichbar. Die relativen



Abweichung schwanken lediglich in einer Bandbreite von 1,5 bzw. 5 Prozent. Die Verläufe der geschätzten und der tatsächlichen Zeitreihen sind wieder jeweils vergleichend in einer Abbildung aufgezeigt.

**Abbildung 15: Vergleich der mittels AIDS-Modell und unter Zuhilfenahme des gewöhnlichem Kleinste-Quadrate Schätzer geschätzten Werte und der tatsächlichen Werte der Budgetanteile  $w_{it}$  der Stufe 2A**



Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung, IFIP 2000.

*Bewertung der Güte des Nachfragesystems und der einzelnen Parameter*

**Tabelle 13: Durbin-Watson Test auf Autokorrelation für das Nachfragesystem der hierarchischen Stufe 2A (Unterteilung des privaten Konsums von Nahrungsmitteln und Getränken in 2 Untergruppen)**

Verbrauchsgruppe	Gruppe 1 Nahrungs- mittel	Gruppe 2 Getränke
Teststatistik	1,42092	1,42092
Autokorrelation	n. e.	n. e.

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Mit Hilfe des Durbin-Watson Tests kann nicht zwischen dem Vorliegen von positiver und keiner Autokorrelation erster Ordnung in den Residuen der Zeitreihe entschieden werden.

Aufgrund der geringen Anzahl an zu schätzenden Parametern, liefert der Test auf Signifikanz der einzelnen Parameter *erstmalig ausgesprochen gute Werte für die Schätzung der zweiten Stufe* (Annahmeintervall bei einem Testniveau von 90 %: [-2,015, 2,015]). Aus den vorliegenden *t*-Werten folgt sofort die Signifikanz sämtlicher geschätzter Parameter, sowohl für die Gruppe der Nahrungsmittel, als auch für die der Getränke. Die in Folge aus diesen Parametern berechneten Elastizitäten haben somit gleichfalls dasselbe hohe Signifikanzniveau.

**Tabelle 14: Test auf Signifikanz der einzelnen Parameter des Nachfragesystems der hierarchischen Stufe 2A (Unterteilung des privaten Konsums von Nahrungsmitteln und Getränken in 2 Untergruppen) mit Hilfe der *t*-Werte**

Koeffizient	Koeffizient von	Gruppe 1	Gruppe 2
		Nahrungsmittel	Getränke
$\alpha_i$	1	3,33162	2,22408
$\alpha_{iT}$	<i>t</i>	3,17992	3,17992
$\gamma_{i1}$	$\ln p_{1t}$	2,01997	2,01997
$\gamma_{i2}$	$\ln p_{2t}$	3,07110	3,07110
$\beta_i$	$\ln y_t - \ln p_t$	2,86020	2,86020

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

#### *Stufe 2B: Privater Konsum von Getränken, unterteilt in 3 Untergruppen*

Mittels Kleinst-Quadrate Schätzung des AIDS-Modells wird nun auch die unterste Stufe 2B des nunmehr dreistufigen hierarchischen Systems geschätzt.

**Tabelle 15: Mittels gewöhnlichem Kleinst-Quadrate Schätzer geschätzte Parameter des vollständigen Nachfragesystems nach Getränken, bestehend aus 3 Konsumgüterbündeln, basierend auf Daten aus den Jahren 1969 bis 1994.**

Koeffizient	Koeffizient von	Gruppe 1	Gruppe 2	Gruppe 3
		Kaffee, Tee	Alkoholische Getränke	Alkoholfreie Getränke
$\alpha_i$	1	1,30141	-1,15351	0,85209
$\alpha_{iT}$	<i>T</i>	-0,00417	0,00001	0,00416
$\gamma_{i1}$	$\ln p_{1t}$	0,01601	0,00109	-0,01711
$\gamma_{i2}$	$\ln p_{2t}$	-0,12108	0,14494	-0,02386
$\gamma_{i3}$	$\ln p_{3t}$	-0,21836	0,27030	-0,05193
$\beta_i$	$\ln y_t - \ln p_t$	0,09599	-0,00430	-0,09169

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Die geschätzten Parameter können Tabelle 15 entnommen werden. Die Anpassung der Schätzfunktionen an den tatsächlichen Konsumverlauf ist in ausreichendem Maß gegeben, die relativen Abweichungen bewegen sich je nach Untergruppe in einer Bandbreite von 6 % (alkoholfreie Getränke), 3 % (alkoholische Getränke) bzw. 10 % (Kaffee und Tee).

**Abbildung 16: Vergleich der mittels AIDS-Modell und unter Zuhilfenahme des gewöhnlichem Kleinste-Quadrate Schätzer geschätzten Werte und der tatsächlichen Werte der Budgetanteile  $w_{it}$  der Stufe 2B**



Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung, IFIP 2000.

### *Bewertung der Güte des Nachfragesystems und der einzelnen Parameter*

Die Güte des geschätzten Systems wird wieder mit Hilfe der Durbin-Watson Teststatistik und der  $t$ -Werte quantifiziert. Der Durbin-Watson Test (siehe nachfolgende Tabelle) weist keinerlei Autokorrelation nach, lediglich bei der Untergruppe „Alkoholfreie Getränke“ kann keine Entscheidung über Autokorrelation in den Residuen getroffen werden.

**Tabelle 16: Durbin-Watson Test auf Autokorrelation für das Nachfragesystem der hierarchischen Stufe 2B (Unterteilung des privaten Konsums von Getränken in 3 Untergruppen)**

Verbrauchsgruppe	Gruppe 1 Kaffee, Tee	Gruppe 2 Alkoholische Getränke	Gruppe 3 Alkoholfreie Getränke
Teststatistik	2,014011	2,039252	1,495069
Autokorrelation	keine	keine	n. e..

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Unter Verwendung eines Testniveaus von 90 % ergibt sich ein Annahmeintervall des  $t$ -Tests (Test der einzelnen Parameter auf Null) von  $[-1,943, 1,943]$ . Demnach sind nicht alle mit Hilfe dieses Schätzansatzes erhaltenen signifikant ( $t$ -Werte siehe der Tabelle 17).

**Tabelle 17: Test auf Signifikanz der einzelnen Parameter des Nachfragesystems der hierarchischen Stufe 2B (Unterteilung des privaten Konsums von Getränken in 3 Untergruppen) mit Hilfe der  $t$ -Werte**

Koeffizient	Koeffizient von	Gruppe 1 Kaffee, Tee	Gruppe 2 Alkoholische Getränke	Gruppe 3 Alkoholfreie Getränke
$\alpha_i$	1	2,20843	1,78435	2,77690
$\alpha_{iT}$	T	2,22257	0,00300	4,26203
$\gamma_{i1}$	$\ln p_{1t}$	0,58160	0,03625	1,19330
$\gamma_{i2}$	$\ln p_{2t}$	2,49504	2,72260	1,94422
$\gamma_{i3}$	$\ln p_{3t}$	2,18579	2,46639	1,99835
$\beta_i$	$\ln y_t - \ln p_t$	1,69374	2,06921	3,10694

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Der Zusammenhang zwischen der Untergruppe „Kaffee und Tee“ und den anderen Untergruppen konnte nicht gesichert werden. Die Interdependenzen zwischen dem Konsum von alkoholischen und alkoholfreien Getränken, sowie die eng mit den Einkommenselastizitäten verknüpften Parameter  $\beta$  dieser beiden Untergruppen werden jedoch mittels  $t$ -Test mit 90-prozentiger Wahrscheinlichkeit verifiziert.

### 3.4 Ableitung der gesuchten Elastizitäten aus dem Nachfragesystem

Mit Hilfe der Formeln (27), (28) und (29) aus Kapitel 2.5 werden aus den Parametern  $\beta$  und  $\gamma$  der Nachfragesysteme sämtlicher hierarchischer Stufen die Preis-, Kreuzpreis-, Gesamtkonsum- und Einkommenselastizitäten der betrachteten Gütergruppen abgeleitet. Gemäß Kapitel 2.5 spielen die Parameter  $\alpha$  und  $\alpha_T$  bei der Berechnung der Elastizitäten keinerlei Rolle, sie geben lediglich Auskunft über den langfristigen Verlauf sowie über gewisse Mindestkonsummengen, welche unabhängig von Preis und Einkommen sind.

Da Elastizitäten im allgemeinen keine Konstanten sind, sondern Funktionen in Abhängigkeit von Einkommen, Konsum und Preis, bzw. in diesem Fall in Abhängigkeit von den Budgetanteilen, wurden

hier in die Formeln zur Berechnung der Elastizitäten die jeweils aktuellsten Budgetanteile (1995) eingesetzt. Die in den Tabellen ausgewiesenen Elastizitäten beziehen sich daher auf das Jahr 1995.

Da für die Ableitung der Einkommenselastizitäten die Summe aller im Nachfragesystem berücksichtigten Güter benötigt wird, wird bei der Herleitung der Elastizitäten mit der obersten hierarchischen Stufe begonnen. Die Einkommenselastizitäten sind demnach immer rekursiv unter Miteinbezug der Ergebnisse der hierarchisch übergeordneten Stufe berechenbar.

### 3.4.1 Elastizitäten der ersten hierarchischen Stufe

Für die erste hierarchische, aus 7 Verbrauchsgruppen bestehende, Stufe ergeben sich unter Miteinbezug der langfristigen bzw. kurzfristigen Einkommenselastizität des Gesamtkonsums (vergleiche Kapitel 3.2) die Gesamtkonsum-, (langfristige und kurzfristige) Einkommens-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten wie in der Tabelle 18 dargestellt.

**Tabelle 18: Aus den Parametern des AIDS-Modells abgeleitete Preis-, Kreuzpreis-, Einkommens- und Gesamtkonsumelastizitäten der ersten hierarchischen Stufe (Unterteilung des privaten Konsums in 7 Verbrauchsgruppen)**

Verbrauchsgruppen	Gruppe 1 Nahrungsmittel u. Getränke	Gruppe 2 Tabakwaren	Gruppe 3 Kleidung	Gruppe 4 Wohnen	Gruppe 5 Körper- u. Gesundheitspflege	Gruppe 6 Verkehr u. Nachrichten	Gruppe 7 Bildung, Unterhalt., Erholung
Gesamtkonsumelastizitäten	0,1417	0,1663	2,1509	1,0216	0,0030	1,9231	1,0862
Einkommenselastizitäten							
Langfristig	0,1254	0,1472	1,9035	0,9041	0,0026	1,7019	0,9612
kurzfristig	0,0544	0,0639	0,8262	0,3924	0,0011	0,7387	0,4172
Direkte Preiselastizitäten	-0,0320	-0,0706	-2,2430	-1,0884	-0,4280	-0,6317	-1,6054
Kreuzpreiselastizitäten							
Gruppe 1	-	0,1667	0,9045	0,1697	-0,7587	0,0854	-1,5242
Gruppe 2	2,9042	-	-0,6951	-1,6371	-1,0028	-2,9078	2,4009
Gruppe 3	1,1264	-0,3782	-	-1,8348	0,1707	1,2307	0,9541
Gruppe 4	0,2363	0,0529	0,3916	-	-0,2283	0,9252	-1,2821
Gruppe 5	-0,7722	-0,0604	-0,4764	-0,2637	-	0,2201	0,8039
Gruppe 6	-0,1381	0,0079	-0,6762	-0,5277	0,0197	-	0,9592
Gruppe 7	0,5203	-0,0119	0,6914	-0,1111	-0,3182	-0,1528	-

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Bei der Diskussion der Ergebnisse wird mit den *Gesamtkonsumelastizitäten* begonnen. Gemäß Kapitel 3.3.1.2 sind die Parameter  $\beta$  mit Ausnahme der Verbrauchsgruppe „Wohnen“ höchst signifikant und damit gleichfalls die direkt aus ihnen abgeleiteten Gesamtkonsumelastizitäten. Demnach verursacht der Anstieg des Gesamtkonsums überproportional hohe Konsumsteigerungen bei den vier Verbrauchsgruppen „Kleidung“, „Wohnen“ (nur mit niedriger Signifikanz geschätzt), „Verkehr- und Nachrichten“ sowie „Bildung, Unterhaltung u. Erholung“; diese Verbrauchsgruppen sind somit bezüglich des Gesamtkonsums elastisch. Die Nachfrage nach den verbleibenden drei Gruppen ist bezüglich des

Gesamtkonsums unelastisch, eine 1-prozentige Gesamtkonsumsteigerung, impliziert lediglich eine Steigerung des Konsums von Nahrungsmitteln und Getränken um 0,14 Prozent.

Aus diesen Gesamtkonsumelastizitäten werden sowohl die langfristigen, als auch die kurzfristigen *Einkommenselastizitäten* unter Verwendung der Einkommenselastizitäten des Gesamtkonsums (0,88 bzw. 0,38) durch Multiplikation für jede Verbrauchsgruppe abgeleitet. Langfristig ist bezüglich des Einkommens nur noch der Konsum von „Kleidung“ und „Verkehr u. Nachrichten“ elastisch, kurzfristig ist die Nachfrage nach allen Verbrauchsgruppen unelastisch; die Konsumenten reagieren demnach nur schwach auf kurzfristige Einkommensveränderungen, größere Konsumsteigerungen erfolgen erst bei permanenten Einkommenserhöhungen. Konjunkturelle Schwankungen des Einkommens werden dadurch beim Konsum ausgeglichen.

Die *direkten Preiselastizitäten* sind für alle Verbrauchsgruppen erwartungsgemäß negativ. *Betragsmäßig am niedrigsten (-0,032) ist die Preiselastizität der Verbrauchsgruppe der Nahrungsmittel und Getränke*; diese Verbrauchsgruppe setzt sich großteils aus lebensnotwendigen Gütern zusammen, welche relativ unabhängig von den einzelnen Preisen (und Einkommen) in einem gewissen Ausmaß konsumiert werden. Bezüglich der Preise elastisch ist der Konsum der Gruppen „Kleidung“, „Wohnen“ (mit niedriger Signifikanz) sowie „Bildung, Unterhaltung u. Erholung“, also jene Gruppen deren Anteil von Luxusgütern innerhalb der Gruppe überwiegt.

Bei der Analyse der *Kreuzpreiselastizitäten* wird besonderes Augenmerk auf die Verbrauchsgruppe der Nahrungsmittel und Getränke gelegt. Eine 1-prozentige Steigerung des Verbraucherpreises dieser Verbrauchsgruppe impliziert Veränderungen der Nachfrage nach sämtlichen anderen Verbrauchsgruppen (siehe Zeile „Gruppe 1“ der Tabelle 18). Statistisch nicht belegbar ist der Einfluss auf den Konsum der Verbrauchsgruppen 4 und 7. Umgekehrt haben Preissteigerung aller Verbrauchsgruppen (statistisch gesichert bei allen Verbrauchsgruppen mit Ausnahme von „Tabakwaren“) gleichfalls Einfluss auf die Nachfrage nach Nahrungsmitteln und Getränken.

### 3.4.2 Elastizitäten der zweiten hierarchischen Stufe

Die Gesamtkonsum-, die (langfristigen und kurzfristigen) Einkommens-, die Preis- und die Kreuzpreiselastizitäten der zweiten hierarchischen Stufe werden analog zur vorherigen Vorgangsweise berechnet.

#### 3.4.2.1 *Elastizitäten des Nachfragesystems nach Nahrungsmitteln und Getränken bestehend aus 9 Untergruppen*

Aus Gründen der Vollständigkeit wird die Berechnung der Elastizitäten gleichfalls für die Unterteilung des privaten Konsums von Nahrungsmitteln und Getränken in 9 Untergruppen durchgeführt, obwohl

aufgrund der niedrigen  $t$ -Werte geringe Signifikanz gegeben ist. Die Tabelle 19 fasst sämtliche Elastizitäten dieses Nachfragesystems zusammen.

Die Einkommenselastizitäten werden hier aus den Gesamtkonsumelastizitäten durch Miteinbezug der langfristigen bzw. kurzfristigen Einkommenselastizitäten der Verbrauchsgruppe „Nahrungsmittel und Getränke“ (siehe Tabelle 18) berechnet.

**Tabelle 19: Aus den Parametern des AIDS-Modells abgeleiteten Preis-, Kreuzpreis-, Einkommens- und Gesamtkonsumelastizitäten der zweiten hierarchischen Stufe (Unterteilung des privaten Konsums von Nahrungsmitteln und Getränken in 9 Verbrauchsgruppen)**

Verbrauchsgruppen	Gruppe 1 Milch	Gruppe 2 Käse, Butter, Öle, Süßwaren, Eier	Gruppe 3 Zucker, Süßwaren, Getreideer.	Gruppe 4 Fleisch, Geflügel, Fisch	Gruppe 5 Kaffee, Tee	Gruppe 6 Alko- holische Getränke	Gruppe 7 Alkohol- freie Getränke	Gruppe 8 Verzehr ausser Haus	Gruppe 9 Obst, Gemüse, Hülsenfr.
Gesamtkonsum- elastizitäten	0,4383	0,8434	0,5623	0,2920	5,1029	1,8853	1,4292	1,2210	0,4837
Einkommenselastizitäten									
Langfristig	0,0550	0,1058	0,0705	0,0366	0,6399	0,2364	0,1792	0,1531	0,0607
Kurzfristig	0,0239	0,0459	0,0306	0,0159	0,2777	0,1026	0,0778	0,0665	0,0263
Direkte Preiselastizitäten	0,3662	-0,3054	-0,5733	-0,2235	-0,9072	-0,6245	-1,0123	-1,0762	-0,1193
Kreuzpreiselastizitäten									
Gruppe 1	-	0,1081	-0,4381	1,7668	-0,0170	-0,8169	0,0219	-0,8039	-0,8963
Gruppe 2	0,4535	-	-0,2950	0,2214	-0,6291	-0,0047	-0,1697	-0,0335	-0,1041
Gruppe 3	-0,1140	0,2006	-	-0,5330	0,0629	0,1649	-0,0514	-0,4408	0,3543
Gruppe 4	-0,0356	-0,1880	-0,0419	-	-0,1357	0,3778	-0,0140	-0,3781	-0,3083
Gruppe 5	0,4546	0,1139	0,2625	0,4989	-	-0,2205	0,1165	-0,4331	-0,4593
Gruppe 6	-0,1379	-0,1441	0,0534	0,0396	0,0011	-	0,1624	0,0183	-0,2836
Gruppe 7	1,0374	0,2240	-0,3068	2,5746	-0,6360	-0,0626	-	-0,9057	-1,6448
Gruppe 8	-0,2477	0,0807	-0,0775	-0,0126	-0,0304	0,0434	-0,0887	-	0,4469
Gruppe 9	0,0028	-0,1122	0,0394	0,5511	-0,2748	-0,7271	0,0728	-0,3225	-

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Aufgrund der nicht hinreichend gegebenen Signifikanz der einzelnen Werte werden diese Elastizitätswerte nicht weiter diskutiert.

### 3.4.2.2 Elastizitäten des Nachfragesystems nach Nahrungsmitteln und Getränken bestehend aus 4 Untergruppen

Dieselbe Vorgehensweise wird auf das Nachfragesystem nach Nahrungsmitteln und Getränken, bestehend aus vier Untergruppen angewandt. Unter Verwendung der entsprechenden Formeln ergeben sich Elastizitäten gemäß der Tabelle 20.

Auch hier ergaben die Tests keine hinreichende Signifikanz, auch diese Elastizitäten werden daher nicht in die weitere Diskussion miteinbezogen.

**Tabelle 20: Aus den Parametern des AIDS-Modells abgeleiteten Preis-, Kreuzpreis-, Einkommens- und Gesamtkonsumelastizitäten der zweiten hierarchischen Stufe (Unterteilung des privaten Konsums von Nahrungsmitteln und Getränken in 4 Verbrauchsgruppen)**

Verbrauchsgruppen	Gruppe 1 Nahrungsmittel	Gruppe 2 Kaffee, Tee	Gruppe 3 Alkoholische Getränke	Gruppe 4 Alkoholfreie Getränke
Gesamtkonsum- elastizitäten	0,8921	3,2192	1,0675	0,9320
Einkommenselastizitäten				
Langfristig	0,1119	0,4037	0,1339	0,1169
Kurzfristig	0,0486	0,1752	0,0581	0,0507
Direkte Preiselastizitäten	-1,1648	-1,1585	-0,3323	-1,3497
Kreuzpreiselastizitäten				
Preis- steigerung				
Gruppe 1	-	-0,0574	0,2616	0,0360
Gruppe 2	2,0031	-	-0,1251	-0,0083
Gruppe 3	-0,4824	0,0337	-	0,1217
Gruppe 4	2,0595	-1,4698	0,8348	-

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

### 3.4.2.3 Elastizitäten des Nachfragesystems nach Nahrungsmitteln und Getränken

Auf der oberen Stufe 2A wird der gesamte Konsum von Nahrungsmitteln und Getränken in die beiden Untergruppen „Nahrungsmittel“ sowie „Getränke“ zerlegt. Unter Verwendung der entsprechenden Formeln und der geschätzten Parameter dieser hierarchischen Stufe, sowie der Einkommenselastizitäten der Nachfrage nach Nahrungsmitteln und Getränken werden die gesuchten Elastizitäten berechnet. Diese Werte können der Tabelle 21 entnommen werden.

**Tabelle 21: Aus den Parametern des AIDS-Modells abgeleiteten Preis-, Kreuzpreis-, Einkommens- und Gesamtkonsumelastizitäten der hierarchischen Stufe 2A (Unterteilung des privaten Konsums von Nahrungsmitteln und Getränken in 2 Gruppen)**

Verbrauchsgruppen	Gruppe 1 Nahrungsmittel	Gruppe 2 Getränke
Gesamtkonsum- elastizitäten	0,9180	1,2445
Einkommenselastizitäten		
Langfristig	0,1151	0,1561
Kurzfristig	0,0500	0,0677
Direkte Preiselastizitäten	-0,3020	-0,5093
Kreuzpreiselastizitäten		
Preis- Steigerung		
Gruppe 1	-	0,3429
Gruppe 2	-0,3690	-

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Während die Gruppe der Nahrungsmittel bezüglich des gesamten Konsums von Nahrungsmitteln und Getränken unelastisch ist, muss aus Konsistenzgründen die Nachfrage nach Getränken elastisch sein. Die daraus abgeleiteten Einkommenselastizitäten sind aufgrund der äusserst unelastischen Nachfrage nach der Verbrauchsgruppe „Nahrungsmittel und Getränke“ niedrig. Eine 1-prozentige Einkommensänderungen



impliziert langfristig einen Anstieg der Nachfrage nach Nahrungsmitteln um 0,12 %, sowie einen Anstieg der Nachfrage nach Getränken um 0,16 %. Die kurzfristigen Auswirkungen sind noch geringer (0,05, bzw. 0,07 %). Die Signifikanz dieser Werte ergibt sich aus den  $t$ -Werten der Parameter  $\beta_i$  des AIDS-Modells der entsprechenden Stufe und der Signifikanz der Einkommenselastizität des Konsums von Nahrungsmitteln und Getränken. Erwartungsgemäß sind wieder beide direkten Preiselastizitäten negativ.

Die Elastizitäten der letzten hierarchischen Stufe 2B werden unter Miteinbezug der Einkommenselastizitäten der Nachfrage nach Getränken der Stufe 2A berechnet (siehe Tabelle 22):

**Tabelle 22: Aus den Parametern des AIDS-Modells abgeleiteten Preis-, Kreuzpreis-, Einkommens- und Gesamtkonsumelastizitäten der hierarchischen Stufe 2B (Unterteilung des privaten Konsums von Getränken in 3 Untergruppen)**

Verbrauchsgruppen	Gruppe 1 Kaffee, Tee	Gruppe 2 Alkoholische Getränke	Gruppe 3 Alkoholfreie Getränke
Gesamtkonsumelastizitäten	1,6662	0,9934	0,5425
Einkommenselastizitäten			
Langfristig	0,2600	0,1550	0,0847
Kurzfristig	0,1129	0,0673	0,0367
Direkte Preiselastizitäten	-0,9740	-0,7760	-1,1567
Kreuzpreiselastizitäten			
Gruppe 1	-	0,0300	0,0157
Preis- Steigerung	-0,2027	-	-0,0071
Gruppe 2	-1,1048	1,3066	-
Gruppe 3			

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Die Gesamtkonsumelastizität ist bei der Nachfrage nach Kaffee und Tee am höchsten, dabei ist jedoch zu beachten, dass gemäß statistischer Tests sämtlichen Parametern dieser Untergruppe die niedrigste Signifikanz dieses Nachfragesystems beizumessen ist. Der Konsum alkoholischer Getränke reagiert beinahe doppelt so stark auf Einkommensänderungen wie der Konsum alkoholfreier Getränke. Die langfristigen und kurzfristigen Einkommenselastizitäten sind dementsprechend für die Untergruppe der alkoholfreien Getränke am geringsten, die Nachfrage nach dieser Untergruppe ist somit bezüglich des verfügbaren Einkommens äusserst unelastisch. Sämtliche direkten Preiselastizitäten sind wieder kleiner Null, am stärksten reagiert die Nachfrage nach der Verbrauchsgruppe der alkoholfreien Getränke auf eine Änderung des eigenen Preises (-1,16, also elastische Nachfrage).

Die Kreuzpreiselastizitäten zwischen den Verbrauchsgruppen der alkoholischen und der alkoholfreien Getränke sind gleichfalls signifikant. Steigt der Preis der alkoholischen Getränke um 1 %, sinkt gleichzeitig der Konsum von alkoholfreien Getränken um 0,007 %, der Substitutionseffekt wird vom Einkommenseffekt dominiert, da die Nachfrage nach alkoholischen Getränken bezüglich des eigenen Preises unelastisch ist.

Steigt jedoch umgekehrt der Preis der alkoholfreien Getränke zieht dies einen gesteigerten Konsum von alkoholischen Getränken nach sich, die Nachfrage nach alkoholfreien Getränken ist bezüglich des Preises elastisch, der Substitutionseffekt dominiert hier den Einkommenseffekt.

### **3.5 Zusammenführung der aus den Nachfragesystemen der verschiedenen hierarchischen Stufen berechneten Elastizitäten**

Im letzten Schritt der Analyse werden die im vorherigen Abschnitt abgeleiteten Elastizitäten der einzelnen Nachfragesysteme der verschiedenen hierarchischen Stufen durch einfach Rückrechnung miteinander verknüpft, um Aussagen über ein vollständiges Nachfragesystem machen zu können, das alle untersuchten Konsumgüterbündel miteinschließt.

Gesamtkonsum-, Einkommens- und direkte Preiselastizitäten müssen nicht näher untersucht werden, da diese Elastizitäten einer Untergruppe von den jeweils anderen Verbrauchsgruppen nicht beeinflusst werden. Lediglich für die Ableitung der Kreuzpreiselastizitäten zwischen Verbrauchsgruppen der verschiedenen hierarchischen Stufe müssen die Nachfragesysteme der jeweils involvierten Stufen entsprechend verknüpft werden. Nachdem aus den zweistufigen Systemen aufgrund unzureichender Signifikanz keine realistischen Aussagen abgeleitet werden können, werden die Kreuzpreiselastizitäten des dreistufigen hierarchischen Nachfragesystems (siehe Tabelle 18, Tabelle 21 und Tabelle 22) miteinander verknüpft.

Verändert sich der Preis einer Verbrauchsgruppe der Stufe 2A um einen Prozentpunkt, hat dies natürlich ebenfalls Auswirkungen auf den Preis der Verbrauchsgruppe „Nahrungsmittel und Getränke“ der ersten hierarchischen Stufe. Diese Änderung des Verbraucherpreises bei Änderung des Preises einer Untergruppe und gleichbleibenden Preisen der restlichen Untergruppen kann mit Hilfe der Gewichte der Anteile der einzelnen Untergruppen am Verbraucherpreisindex von Nahrungsmitteln und Getränken quantifiziert werden. Realistischer ist jedoch die Gewichtung gemäß dem tatsächlichen Konsum der einzelnen Untergruppen in der jüngsten Periode. Diese Gewichte können der Tabelle 23 entnommen werden.

**Tabelle 23: Gewichte sämtlicher Untergruppen des privaten Konsums von Nahrungsmitteln und Getränken: Prozentanteile an der Verbrauchsgruppe Nahrungsmittel und Getränke.**

Gewichte der Untergruppen	Gruppe 1 Nahrungs- mittel	Gruppe 2 Getränke	Gruppe 1 Kaffee, Tee	Gruppe 2 Alkoholische Getränke	Gruppe 5 Alkoholfreie Getränke
Gemäß Gewichtung des VPI 1976	81,49	18,51	3,69	11,72	3,11
Gemäß Konsum 1994	74,89	25,11	3,30	16,57	5,25

Quelle: ÖSTAT, eigene Berechnung, IFIP 2000.

Demnach verursacht beispielsweise ein 1-prozentiger Anstieg des Preises der Untergruppe sämtlicher Nahrungsmittel einen Anstieg des Preises der Verbrauchsgruppe der Nahrungsmittel und Getränke um 0,81 %. Über die Kreuzpreiselastizitäten der ersten hierarchischen Stufe sind die Auswirkungen einer 1-prozentigen Veränderung des Preises der Verbrauchsgruppe „Nahrungsmittel und Getränke“ auf den Konsum aller anderen Verbrauchsgruppen bekannt. Klarerweise niedrigere (in diesem Fall 0,81-prozentige) Preisänderungen verursachen zu diesen Werten proportionale Änderungen des Konsums.

**Tabelle 24: Kreuzpreiselastizitäten zwischen den Untergruppen der Stufe 2A und den Verbrauchsgruppen der ersten hierarchischen Stufe: Auswirkungen einer Preissteigerung auf Stufe 2A auf die Verbrauchsgruppen der ersten Stufe.**

Verbrauchsgruppen		Gruppe 1 Nahrungs- mittel u. Getränke	Gruppe 2 Tabak- waren	Gruppe 3 Kleidung	Gruppe 4 Wohnen	Gruppe 5 Körper- u. Gesund- heitspflege	Gruppe 6 Verkehr u. Nachrichten	Gruppe 7 Bildung, Unterhalt., Erholung
Preis- steigerung	Gruppe 1	-0,0240	0,1249	0,6774	0,1271	-0,5682	0,0639	-1,1415
	Gruppe 2	-0,0080	0,0419	0,2271	0,0426	-0,1905	0,0214	-0,3827

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Daraus ergeben sich jene Kreuzpreiselastizitäten, die den Einfluss einer Änderung des Preises einer der Untergruppen „Nahrungsmittel“ und „Getränke“ auf den Konsum der Verbrauchsgruppen der ersten Stufe quantifizieren. Diese Elastizitäten ergeben sich also zur Gänze aus den Elastizitäten der ersten hierarchischen Stufe und Verwendung exogen gegebener Parameter. Die Signifikanz ist somit analog zur Signifikanz der Kreuzpreiselastizitäten zwischen Nahrungsmitteln und Getränken und den übrigen 6 Verbrauchsgruppen der ersten Stufe zu beurteilen. Wie schon bei der Diskussion der Elastizitäten festgestellt, sind diese (mit Ausnahme der der Verbrauchsgruppen 4 und 7) *signifikant* und somit auch die daraus abgeleiteten Kreuzpreiselastizitäten zwischen den beiden hierarchischen Stufen.

Analog werden die Interdependenzen zwischen Preisen der Stufe 2B und den Verbrauchsgruppen der ersten hierarchischen Stufe abgeleitet, zur Gewichtung der Kreuzpreiselastizitäten werden die prozentuellen Gewichtungen der Untergruppen der Getränke (siehe Tabelle 23) verwendet. Diese sind aufgrund des geringen Anteils des Konsums von Getränken am Konsum der Verbrauchsgruppe „Nahrungsmittel und Getränke“ äusserst niedrig, wie der Tabelle 25 entnommen werden kann.

**Tabelle 25: Kreuzpreiselastizitäten zwischen den Untergruppen der Stufe 2B und den Verbrauchsgruppen der ersten hierarchischen Stufe: Auswirkungen einer Preissteigerung auf Stufe 2B auf die Verbrauchsgruppen der ersten Stufe.**

Verbrauchsgruppen		Gruppe 1 Nahrungsmittel u. Getränke	Gruppe 2 Tabak- waren	Gruppe 3 Kleidung	Gruppe 4 Wohnen	Gruppe 5 Körper- u. Gesund- heitspflege	Gruppe 6 Verkehr u. Nach- richten	Gruppe 7 Bildung, Unterhalt., Erholung
Preis- steigerung	Gruppe 1	-0,0011	0,0055	0,0298	0,0056	-0,0250	0,0028	-0,0503
	Gruppe 2	-0,0053	0,0276	0,1499	0,0281	-0,1257	0,0141	-0,2526
	Gruppe 3	-0,0017	0,0088	0,0475	0,0089	-0,0398	0,0045	-0,0800

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

Zur Berechnung der Kreuzpreiselastizitäten zwischen den Stufen 2A und 2B werden die Kreuzpreiselastizitäten zwischen Nahrungsmitteln und Getränken (2A) sowie die Anteile der einzelnen Untergruppen der Getränke am gesamten Konsum von Getränken herangezogen. Es ergeben sich jedoch Kreuzpreiselastizitäten niedriger Signifikanz, da die Kreuzpreiselastizitäten der Stufe 2A statistisch nicht so gut gesichert sind (vgl. Tabelle 26).

**Tabelle 26: Kreuzpreiselastizitäten zwischen den Untergruppen der Stufe 2B und den übergeordneten Untergruppen der Stufe 2A. Auswirkungen einer Preissteigerung auf Stufe 2B auf die Untergruppen der Stufe 2A.**

Verbrauchsgruppen		Gruppe 1 Nahrungsmittel	Gruppe 2 Getränke
Preis- steigerung	Gruppe 1	-0,0485	-0,0669
	Gruppe 2	-0,2434	-0,3360
	Gruppe 3	-0,0771	-0,1064

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

## 4 Zusammenfassung

*Ziel* der vorliegenden Studie war die Schätzung von Einkommens-, direkten Preis- und Kreuzpreiselastizitäten für Österreich, wobei besonderes Augenmerk auf die Gütergruppe der Getränke zu richten war.

Das *methodische Kernstück* dieser Studie bildet die Schätzung eines Nachfragesystems entsprechend dem funktionalen Zusammenhang des „Almost Ideal Demand Systems“ (AIDS), basierend auf *empirischen Daten der Jahre 1966 bis 1995*. Um eine bestmögliche Schätzgenauigkeit zu erzielen, wurde die Anzahl der zu schätzenden Parameter durch Verwendung eines hierarchischen Aufbaues des Systems niedrig gehalten. Dabei wurden zwei zweistufige und ein dreistufiges Nachfragesystem geschätzt.

Bei allen drei Systemen ist die erste Stufe ident, auf der der gesamte Konsum insgesamt sieben Verbrauchsgruppen zugeordnet wird. Bei den zweistufigen Nachfragesystemen wird der Konsum von Nahrungsmitteln und Getränken in 4 bzw. 9 Untergruppen zerlegt, beim dreistufigen System wird dieser in 2 weitere hierarchische Stufen zerlegt (siehe Abbildung 14). Statistisch gesichert und ökonomisch sinnvoll sind die Parameter des dreistufigen Systems, den aus diesem System im Anschluss abgeleiteten Elastizitäten kommt somit eine hohe Signifikanz zu.

Um die Einkommenselastizitäten aus den geschätzten Parametern abzuleiten, war zusätzlich die Schätzung einer Konsumfunktion des gesamten Konsums in Abhängigkeit vom Einkommen erforderlich. Aus der langfristigen Gleichgewichtslösung der unter Verwendung eines ADL-Modells berechneten Konsumfunktion wurde eine signifikante langfristige Einkommenselastizität des Gesamtkonsums (0,88) abgeleitet. Die kurzfristige Einkommenselastizität, welche die kurzfristige Dynamik der Nachfrage widerspiegelt, ist erheblich geringer (0,38).

Die gesuchten Einkommens-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten wurden aus diesen Einkommenselastizitäten sowie den Parametern der drei Stufen des Nachfragesystems abgeleitet. Sämtliche *Ergebnisse* werden in Tabelle 27 übersichtlich zusammengefasst.

Anhand dieser Tabelle können die die Gruppe der alkoholfreien Getränke betreffenden Effekte gut interpretiert werden. Die Auswirkungen einer Einkommenserhöhung können der langfristigen bzw. kurzfristigen Einkommenselastizität entnommen werden. Steigt das verfügbare Einkommen kurzfristig um 1 %, so steigt z.B. der Konsum von alkoholfreien Getränken um 0,04 % an, ist diese Einkommensänderung jedoch langfristiger Natur, so steigt der Konsum alkoholfreier Getränke etwa um das Doppelte an (vgl. Tabelle 27, letzte Spalte). Das geringe Ausmaß dieser Effekte resultiert aus der bezüglich des Einkommens äusserst unelastischen Nachfrage (0,06 bzw. 0,13) nach der übergeordneten Verbrauchsgruppe „Nahrungsmittel und Getränke“ (vgl. Tabelle 27, 2. Spalte).

Steigt (sinkt) der Preis der Untergruppe der alkoholfreien Getränke um 1 %, so sinkt (steigt) der Konsum dieser Verbrauchsgruppe entsprechend der direkten Preiselastizität um 1,16 %; die Nachfrage ist bezüglich des Preises elastisch. Eine Preissteigerung dieser Gruppe führt jedoch aufgrund des Substitutionseffekts gleichzeitig zu einem Konsumanstieg der Gruppe der alkoholischen Getränke. Sämtliche Auswirkungen eines Preisanstiegs können der letzten Zeile der Tabelle 27 (signifikante Elastizitäten sind markiert) entnommen werden.

**Tabelle 27: Gesamtkonsum,- Einkommens,- Preis- und Kreuzpreiselastizitäten des dreistufigen hierarchischen Nachfragesystems des Gesamtkonsums.**

Hierarchische Stufe	I							2A		2B		
	Gruppe 1 Nahrungsmittel u. Getränke	Gruppe 2 Tabak- waren	Gruppe 3 Kleidung	Gruppe 4 Wohnen	Gruppe 5 Körper- u. Gesund- heitspflege	Gruppe 6 Verkehr u. Nach- richten	Gruppe 7 Bildung, Unterhalt., Erholung	Gruppe 1 Nahrungsmitt el	Gruppe 2 Getränke	Gruppe 1 Kaffee, Tee	Gruppe 2 Alkoholische Getränke	Gruppe 3 Alkoholfreie Getränke
Gesamtkonsum- elastizitäten	0,1417 *	0,1663 *	2,1509 *	1,0216	0,0030 *	1,9231 *	1,0862 *	0,9180 *	1,2445 *	1,6662 °	0,9934 *	0,5425 *
Einkommenselastizitäten												
Langfristig	0,1254 *	0,1472 *	1,9035 *	0,9041	0,0026 *	1,7019 *	0,9612 *	0,1151 *	0,1561 *	0,2600 °	0,1550 *	0,0847 *
Kurzfristig	0,0544 *	0,0639 *	0,8262 *	0,3924	0,0011 *	0,7387 *	0,4172 *	0,0500 *	0,0677 *	0,1129 °	0,0673 *	0,0367 *
Direkte Preiselastizitäten	-0,0320 *	-0,0706 *	-2,2430 *	-1,0884	-0,4280 *	-0,6317 *	-1,6054 *	-0,3020 °	-0,5093 *	-0,9740	-0,7760 *	-1,1567 *
Kreuzpreiselastizitäten												
Gruppe 1	-	0,1667 *	0,9045 *	0,1697	-0,7587 *	0,0854	-1,5242 *					
Gruppe 2	2,9042	-	-0,6951	-1,6371	-1,0028 *	-2,9078	2,4009 *					
Gruppe 3	1,1264	-0,3782 *	-	-1,8348	0,1707 *	1,2307	0,9541 *					
Gruppe 4	0,2363 *	0,0529 *	0,3916 *	-	-0,2283 *	0,9252	-1,2821 *					
Gruppe 5	-0,7722 *	-0,0604 *	-0,4764 *	-0,2637	-	0,2201	0,8039 *					
Gruppe 6	-0,1381 *	0,0079	-0,6762 *	-0,5277	0,0197 *	-	0,9592 *					
Gruppe 7	0,5203 *	-0,0119	0,6914 *	-0,1111	-0,3182 *	-0,1528	-					
2A												
Gruppe 1	-0,0240 *	0,1249 *	0,6774 *	0,1271	-0,5682 *	0,0639	-1,1415 *					
Gruppe 2	-0,0080 *	0,0419 *	0,2271 *	0,0426	-0,1905 *	0,0214	-0,3827 *	-0,3690 *	-	0,3429 °		
2B												
Gruppe 1	-0,0011 *	0,0055 *	0,0298 *	0,0056	-0,0250 *	0,0028	-0,0503 *	-0,0485 *	-0,0669 *	-	0,0300 °	0,0157 °
Gruppe 2	-0,0053 *	0,0276 *	0,1499 *	0,0281	-0,1257 *	0,0141	-0,2526 *	-0,2434 *	-0,3360 *	-0,2027 °	-	-0,0071 *
Gruppe 3	-0,0017 *	0,0088 *	0,0475 *	0,0089	-0,0398 *	0,0045	-0,0800 *	-0,0771 *	-0,1064 *	-1,1048 °	1,3066 *	

Quelle: Eigene Berechnung, IFIP 2000.

\* Signifikant mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %.

° Signifikant mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 20 %.

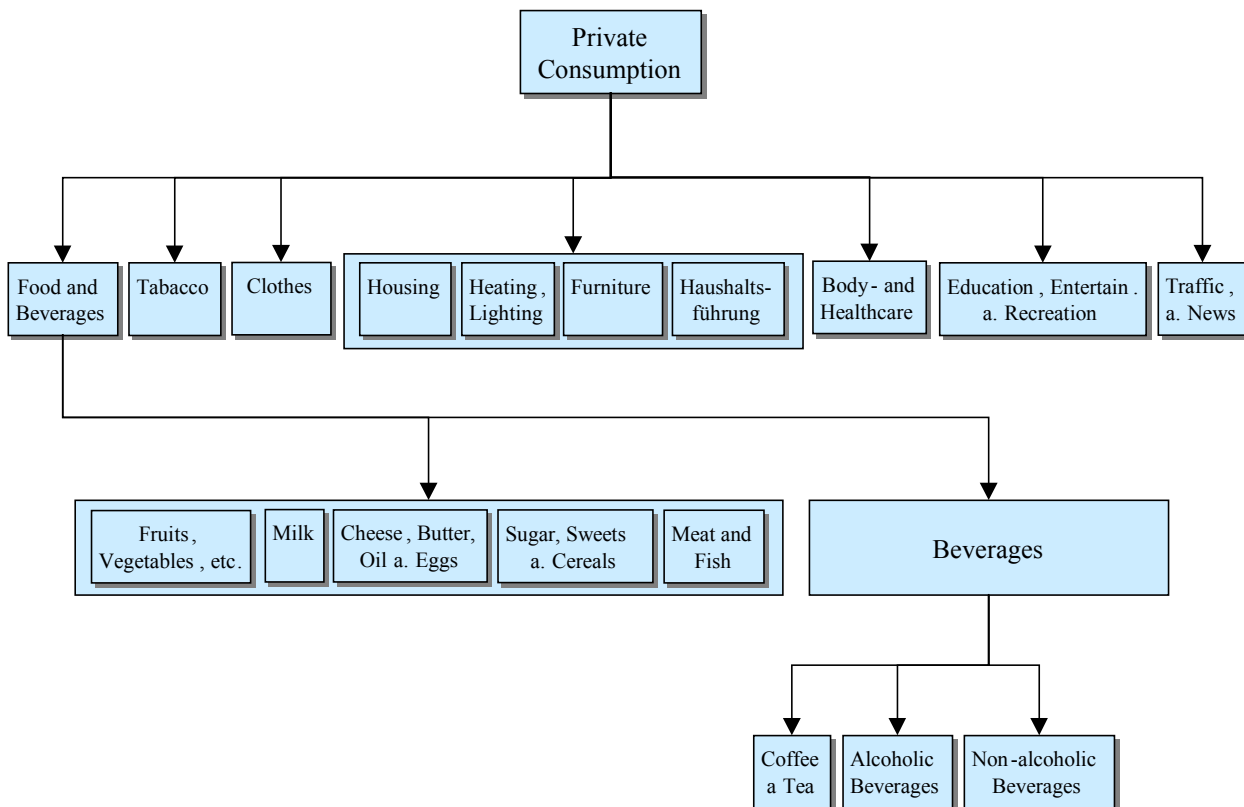
## 5 English Summary

The purpose of this study is to estimate income elasticities, price elasticities and cross price elasticities for consumer goods in Austria. A particular focus of the study is the group of non-alcoholic beverages, which have been analyzed in more detail.

The econometric approach to estimate these elasticities was to employ an “Almost Ideal Demand System” (AIDS) as the basic model which delivers in a first step the demand parameters. In a second step the elasticities are then calculated with these parameters. The data set was provided by the Austrian Central Statistical Office and by the Austrian Institute of Economic Research. The data included prices, incomes and consumption from 1966 to 1995 on a quarterly basis.

In order to achieve statistically significant results, the amount of parameters to be estimated was minimized by structuring the demand system hierarchically. A 3-level system of demand was designed which was used to estimate the parameters (see Figure 1). The results of this system proved to be statistically superior to the results of other structures (2-level systems) which have been tested in the course of the study.

**Figure 17: Hierarchical system of demand, structured in 3 levels.**



Source: Own illustration, IFIP 2000.



The results of the estimation are shown in table 1, significant elasticities are marked. For example (see last column), if the disposable income increases by 1 %, the consumption of non-alcoholic beverages increases by 0.04 % (short-term elasticity). If the increase is permanent, consumption of non-alcoholic beverages increases by 0.09 % (long-term elasticity). The small amount of increase is due to the (in terms of income) rather non-elastic demand (0.05 resp. 0.13) for the higher-level group “food and beverages”.

As an example for own-price elasticities, the increase (decrease) of the price of non-alcoholic beverages by 1 % results in a 1.16 % decrease (increase) of its consumption, i.e. the demand is price elastic (row “own-price elasticities”).

Furthermore, there is a positive cross-price elasticity of non-alcoholic beverages in relation to alcoholic beverages (last row in table 1), i.e. an increase of the price of non-alcoholic beverages of 1 % leads to an 1.31 % increase of consumption of alcoholic beverages due to the substitution effect.

**Table 1: Total consumption elasticities of demand, income elasticities, own-price and cross-price elasticities of demand derived from the hierarchical 3-level system of demand for consumer goods (\*: 95% statistical significance; °: 80% statistical significance)**

Groups	Level 1							Level 2A		Level 2B		
	Group 1 Food and beverages	Group 2 Tabacco	Group 3 Clothes	Group 4 Housing	Group 5 Body- and Healthcare	Group 6 Traffic and News	Group 7 Education, Entertain., Recreation	Group 1 Food	Group 2 Beverages	Group 1 Coffee, Tea	Group 2 Alcoholic Beverages	Group 3 Non-alcoholic Beverages
Consumption elasticities of demand	0,1417 *	0,1663 *	2,1509 *	1,0216	0,0030 *	1,9231 *	1,0862 *	0,9180 *	1,2445 *	1,6662 °	0,9934 *	0,5000 *
Income elasticities of demand												
Long-term	0,1254 *	0,1472 *	1,9035 *	0,9041	0,0026 *	1,7019 *	0,9612 *	0,1151 *	0,1561 *	0,2600 °	0,1550 *	0,0000 *
Short-term	0,0544 *	0,0639 *	0,8262 *	0,3924	0,0011 *	0,7387 *	0,4172 *	0,0500 *	0,0677 *	0,1129 °	0,0673 *	0,0000 *
Own-price elasticities	-0,0320 *	-0,0706 *	-2,2430 *	-1,0884	-0,4280 *	-0,6317 *	-1,6054 *	-0,3020 °	-0,5093 *	-0,9740	-0,7760 *	-1,1000 *
Cross-price elasticities												
Level 1	Group 1	-	0,1667 *	0,9045 *	0,1697	-0,7587 *	0,0854	-1,5242 *				
	Group 2	2,9042	-	-0,6951	-1,6371	-1,0028 *	-2,9078	2,4009 *				
	Group 3	1,1264	-0,3782 *	-	-1,8348	0,1707 *	1,2307	0,9541 *				
	Group 4	0,2363 *	0,0529 *	0,3916 *	-	-0,2283 *	0,9252	-1,2821 *				
	Group 5	-0,7722 *	-0,0604 *	-0,4764 *	-0,2637	-	0,2201	0,8039 *				
	Group 6	-0,1381 *	0,0079	-0,6762 *	-0,5277	0,0197 *	-	0,9592 *				
	Group 7	0,5203 *	-0,0119	0,6914 *	-0,1111	-0,3182 *	-0,1528	-				
Level 2A	Group 1	-0,0240 *	0,1249 *	0,6774 *	0,1271	-0,5682 *	0,0639	-1,1415 *	-	0,3429 °		
	Group 2	-0,0080 *	0,0419 *	0,2271 *	0,0426	-0,1905 *	0,0214	-0,3827 *	-0,3690 *	-		
Level 2B	Group 1	-0,0011 *	0,0055 *	0,0298 *	0,0056	-0,0250 *	0,0028	-0,0503 *	-0,0485 *	-0,0669 *	-	0,0300 °
	Group 2	-0,0053 *	0,0276 *	0,1499 *	0,0281	-0,1257 *	0,0141	-0,2526 *	-0,2434 *	-0,3360 *	-0,2027 °	-
	Group 3	-0,0017 *	0,0088 *	0,0475 *	0,0089	-0,0398 *	0,0045	-0,0800 *	-0,0771 *	-0,1064 *	-1,1048 °	1,3066 *

Source: Own calculations, IFIP 2000.

## 6 Ausblick auf mögliche Fortsetzungsstudien unter Verwendung der in dieser Studie erarbeiteten Ergebnisse

In diesem ergänzenden Abschnitt werden mögliche Ansatzpunkte zur Vertiefung bzw. Fortsetzung der vorliegenden Studie aufgezeigt. Dazu bieten sich zwei verschiedene, voneinander unabhängig behandelbare Aufgabenstellungen an. Zum einen kann der Getränkekonsum in Österreich detaillierter untersucht werden, insbesondere die Nachfrage nach alkoholfreien Getränken. Zum anderen bietet sich die Untersuchung der volkswirtschaftlichen Effekte von Steuersatzänderungen bei alkoholfreien Getränken an sowie die Untersuchung der daraus resultierenden Änderung des gesamten Steueraufkommens.

### 6.1 Detaillierte Betrachtung des österreichischen Konsums von alkoholfreien Getränken

Da bei der Schätzung des Nachfragesystem des privaten Konsums ein hierarchisches Nachfragesystem gewählt wurde, bietet sich eine weitere Disaggregation der Verbrauchsgruppe der alkoholfreien Gruppe als logische Fortführung der Studie an. Analog zur Berechnung der Einkommens-, Preis- und Kreuzpreiselastizitäten können diese Elastizitäten für ausgewählte Untergruppen der alkoholfreien Getränke abgeleitet werden. Für die Nachfrage nach den einzelnen Untergruppen sind hohe Preis- und Kreuzpreiselastizitäten zu erwarten, da es sich bei den einzelnen Untergruppen um Substitute handelt. Mit Hilfe der aus dieser Studie vorliegenden Ergebnisse können diese Elastizitäten des Konsums in ein vollständiges Nachfragesystem des privaten Konsums eingebunden und Kreuzpreiselastizitäten zwischen Untergruppen der alkoholfreien Getränke und hier betrachteten Konsumgruppen berechnet werden.

Als erste Unterteilung der alkoholfreien Getränke bietet sich die übliche Klassifikation nach den drei Gruppen

- Mineral- und Tafelwässer,
- Fruchtsäfte und
- Limonaden

an. Das Auftreten noch stärkerer Substitutionseffekte (also hohe Preis- und Kreuzpreiselastizitäten) ist bei einer Klassifikation nach

- Markenprodukte sowie

- no-name Produkte

zu erwarten. Eine zweistufige Kombination dieser beiden Einteilungen gibt noch größeren Aufschluss über das Konsumentenverhalten am österreichischen Markt von alkoholfreien Getränken.

Je nach zur Verfügung stehender Datenlage ist ein Nachfragesystem samt der daraus resultierenden Elastizitäten für den Konsum differenziert nach einzelnen Getränkesorten oder sogar noch weiter disaggregiert nach einzelnen Markenprodukten durchführbar.

## **6.2 Volkswirtschaftliche Auswirkungen von Steuersatzänderungen**

Im Rahmen einer zweiten möglichen Weiterführung der Studie könnten die gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen von Preisveränderungen von alkoholfreien Getränken, induziert durch Steuersatzänderungen, analysiert werden. Die erwarteten volkswirtschaftlichen Wirkungen von steuergesetzlichen Maßnahmen, welche alkoholfreie Getränke betreffen, können unter Einbeziehung der in der vorliegenden Studie abgeleiteten Elastizitäten gemäß dem Konzept des ursprünglichen Anbots des Instituts für Finanzwissenschaft und Infrastrukturpolitik der Technischen Universität Wien (IFIP) quantifiziert werden.

### **6.2.1 Preiseffekte der Steueränderungen**

Im allgemeinen haben finanzpolitische Maßnahmen sowohl Mengen- als auch Preiseffekte, die im Rahmen der sogenannten Inzidenzanalyse erfasst werden können (z. B. Brümmerhoff 1996). Im vorliegenden Fall einer Einnahmen-Inzidenzanalyse ist von der Annahme auszugehen, dass die Steuersatzänderungen zunächst zu Preiseffekten führen, die ihrerseits dann Mengeneffekte induzieren werden. Daher wird in zwei Schritten vorgegangen:

Zuerst werden die zu erwartenden Preiseffekte der genannten Steueränderungen geschätzt. Sowohl das quantitative Ausmaß als auch die zeitliche Struktur dieser Effekte hängen vor allem von Kosten-, Wettbewerbs- und Nachfragebedingungen ab, sodass eine detaillierte Darstellung des Marktes der alkoholfreien Getränke erfolgen muss. Die zu erwartenden Mengeneffekte werden mit Hilfe der schon in der vorliegenden Studie berechneten relevanten Elastizitäten quantifiziert

### **6.2.2 Primäre volkswirtschaftliche Effekte der Steuersatzänderungen**

Mit Hilfe der (langfristigen) Preiselastizitäten werden zunächst Aussagen über die (aufgrund der Dank einer möglichen Steuersatzsenkung geringeren Getränkepreise) zu erwartende zusätzliche Nachfrage nach Getränken abgeleitet. Weiters werden mit Hilfe der Einkommenselastizitäten Aussagen über die

(aufgrund des Einkommenseffektes der Getränkepreissenkung) zu erwartende zusätzliche Nachfrage nach allen übrigen Verbrauchsgütern erarbeitet.

Unter der Annahme, daß keine den Steuerausfall kompensierenden finanzpolitischen "Gegenmaßnahmen" getroffen werden, wirkt die durch Steuersatzänderungen induzierte zusätzliche Konsumgüternachfrage wie ein autonomer Nachfrageschub. Die volkswirtschaftlichen Auswirkungen dieser Mehrnachfrage können demnach mit Hilfe eines Input-Output-Modells gut abgeschätzt werden. Von diesen volkswirtschaftlichen Auswirkungen sind, nach Berücksichtigung der zusätzlichen Importe, einerseits die inländische Wertschöpfung (sowie insbesondere die in ihr enthaltenen Steuern und zuzüglich die Mehrwertsteuer) und andererseits die dadurch bewirkte Beschäftigung von Arbeitskräften von Interesse. Diese gesamtwirtschaftlichen Effekte werden mit dem am IFIP entwickelten österreichischen Input-Output-Modell (weiterentwickelte und aktualisierte Version des Modells von Eichler, 1998) berechnet.

### **6.2.3 Primäre Auswirkungen der Senkung von Steuern auf alkoholfreie Getränke auf das Steueraufkommen (primärer Nettoeffekt auf das Steueraufkommen)**

Wie bereits ausgeführt wurde, kommt es durch die anfängliche Steuersatzsenkung grundsätzlich zu zwei Auswirkungen:

- Erstens werden durch den niedrigeren Steuersatz bei der Besteuerung des Getränkekonsums die jährlichen Steuereinnahmen des Staates (bzw. seiner unterschiedlichen Körperschaften) sinken.
- Zweitens werden aufgrund des zu erwartenden zusätzlichen Konsums an Getränken und anderen Konsumgütern die Steuereinnahmen steigen.

Auf Grundlage der Schätzung beider Komponenten soll der Nettoeffekt dieser steuerpolitischen Maßnahmen für den Gesamtstaat errechnet werden. Weiters soll gezeigt werden, mit welchem steuerlichen Nettoeffekt Bund, Länder und Gemeinden zu rechnen haben.

### **6.2.4 Sekundäre volkswirtschaftliche Effekte der Steuersatzänderungen und saldierte totale Effekte**

Nach Erfassung der oben grob beschriebenen primären volkswirtschaftlichen Auswirkungen der Steuersatzsenkungen können auch die sekundären Effekte geschätzt werden. Deren wichtigste sind:

- Erstens resultieren aus der Verwendung der (im Rahmen der primären Effekte verdienten) zusätzlichen (privaten) Einkommen für zusätzliche Konsumgüternachfrage weitere Effekte auf die inländische Wertschöpfung, Steueraufkommen und Beschäftigung,

- Zweitens resultiert aus der (voraussichtlichen) Netto-Verminderung des Steueraufkommens eine Senkung der Staatsausgaben, die die inländische Wertschöpfung und Beschäftigung und damit auch das Steueraufkommen abermals verändert.

Auch diese sekundären Effekte sind zu einem Nettoeffekt (wiederum jeweils insbesondere auf Wertschöpfung, Steueraufkommen und Beschäftigung) zu saldieren. Abschließend ist der jeweilige primäre und sekundäre Nettoeffekt total zu saldieren, um den aus primären und sekundären Wirkungsketten letztlich resultierenden gesamten Nettoeffekt (insbesondere auf das Steueraufkommen bzw. auf die Wertschöpfung oder Beschäftigung) zu erfassen.

#### **6.2.5 Anpassungsbedarf des österreichischen Finanzausgleichs zwecks Minimierung der Auswirkungen der Steuersatzänderungen auf die Budgets der verschiedenen Gebietskörperschaften**

Weiters können die Anpassungen der Regelungen des österreichischen Finanzausgleichs identifiziert werden, die notwendig sind, um die Auswirkungen der untersuchten Steuersatzänderungen auf die Budgets der Gebietskörperschaften (insbesondere Gemeinden) innerhalb bestimmter Grenzen zu halten. Zu diesem Zweck kann das am IFIP entwickelte Simulationsmodell des österreichischen Finanzausgleichs (nach Aktualisierung) eingesetzt werden.

## 7 Anhang

### 7.1 Tests

An dieser Stelle werden kurz die mathematischen Grundlagen und die Funktionsweise der in dieser Studie verwendeten statistischen Tests sowie die dabei angewendeten Entscheidungskriterien verschiedener Null-Hypothesen zusammengefasst.

#### 7.1.1 Durbin-Watson Test-Statistik

Die Durbin-Watson Test-Statistik  $d$  wird verwendet, um zu testen, ob eine signifikante Autokorrelation erster Ordnung in den Residuen  $e$ , also der Differenz zwischen dem wahren Wert und dem mittels des Nachfragesystems geschätzten Wertes, vorhanden ist. Dabei wird ein autoregressiver Prozess erster Ordnung unterstellt. Bei diesem Test werden die Residuen der Periode  $t$  mit jenen der Periode  $t-1$  verglichen und die Signifikanz der Korrelation erster Ordnung gemessen. Die Statistik  $d$  wird folgendermaßen berechnet:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2} \quad (35)$$

Die Null-Hypothese  $H_0$  besagt bei diesem Test, dass keinerlei signifikante Korrelation in den Residuen nachgewiesen werden kann, als Gegenhypothese kann sowohl auf positive als auch auf negative Autokorrelation getestet werden. Die gemäß Formel (35) berechnete Statistik  $d$  kann sämtliche Werte zwischen 0 und 4 annehmen, welche folgendermaßen interpretiert werden: Nimmt die Statistik  $d$  den Wert 2 an, folgt daraus, dass keine Autokorrelation vorliegt; der Wert 0 impliziert positive, der Wert 4 impliziert negative Autokorrelation.

Die Zahlenwerte  $d_u$  und  $d_l$  legen die Toleranzgrenzen, also die erlaubten Abweichungen von diesen Extremwerten fest, innerhalb derer,  $H_0$  angenommen bzw. verworfen wird. Deren explizite Zahlenwerte sind entsprechenden Tabellen in diversen Statistik-Nachschlagewerken zu entnehmen (vergleiche z. B. Bosch, 1998). Bei Untersuchung von mehr als 100 verschiedenen Perioden, und Verwendung von mehr als fünf unabhängigen Eingangsvariablen (Güter) wie in der vorliegenden Studie, nehmen  $d_l$  und  $d_u$  gemäß Nachschlagetabelle die Werte 1,57 bzw. 1,78 an. Ist die Länge der Datenreihe kürzer (wie bei der zweiten hierarchische Stufe) bleibt der Annahmehereich in etwa gleich, während die Intervalle, in denen keine Entscheidung möglich ist größer werden.

**Tabelle 28: Toleranzbereiche für die Annahme sowie die Verwerfung der Null-Hypothese  $H_0$  (keine signifikante Autokorrelation) allgemein formuliert und die speziellen Zahlenwerte, welche zur Untersuchung Problemstellung dieser Studie verwendet werden.**

	0 bis $d_l$	$d_l$ bis $d_u$	$d_u$ bis $(4-d_u)$	$(4-d_u)$ bis $(4-d_l)$	$(4-d_u)$ bis 0
	$H_0$ verwerfen: positive Autokorrelation	Keine Entscheidung möglich	$H_0$ annehmen: keine Autokorrelation	Keine Entscheidung möglich	$H_0$ verwerfen: Negative Autokorrelation
1. hierarchische Stufe	0 bis 1,57	1,57 bis 1,78	1,78 bis 2,22	2,22 bis 2,43	2,43 bis 4
2. hierarchische Stufe	0 bis 1,32	1,32 bis 1,76	1,76 bis 2,24	2,24 bis 2,68	2,68 bis 4

Quelle: Bosch, 1998.

### 7.1.2 Test der linearen Hypothese $H_0: A \cdot \beta = c$

Um zu überprüfen, ob die mittels Kleinste-Quadrate Methode (ohne Berücksichtigung von linearen Nebenbedingungen) berechneten Schätzer für die Parameter  $\beta$  die linearen Nebenbedingungen  $A \cdot \beta = c$  ( $A$  ist eine  $q \times (p+1)$  – Matrix mit vollem Rang  $q$ ) erfüllen oder nicht, kann ein Test der Null-Hypothese  $H_0: A \cdot \beta = c$  durchgeführt werden.

Im ersten Schritt werden zusätzlich zu den Kleinste-Quadrate Schätzern, die Kleinste-Quadrate Schätzer mit linearen Nebenbedingungen, wie in Kapitel **Fehler! Verweisquelle konnte nicht gefunden werden.** beschrieben, berechnet. Zur Testdurchführung werden daraus die beiden statistischen Hilfsgrößen

$$q_{\text{Rest}/o} = (z - X\hat{\beta})^T (z - X\hat{\beta}) = \dots = z^T z - \hat{\beta}^T X^T X \hat{\beta} \quad \text{und} \quad (36)$$

$$q_{\text{Rest}/N} = (z - X\tilde{\beta})^T (z - X\tilde{\beta}) = \dots = q_{\text{Rest}/o} + (\hat{\beta} - \tilde{\beta})^T X^T X (\hat{\beta} - \tilde{\beta}) \quad (37)$$

verwendet. Anschließend wird aus diesen Hilfsgrößen die eigentliche Testgröße  $f_{\text{ber.}}$  berechnet, mittels derer entschieden wird, ob die Null-Hypothese angenommen oder verworfen wird.

$$f_{\text{ber.}} = \frac{(A\hat{\beta} - c)^T [A(X^T X)^{-1} A^T]^{-1} (A\hat{\beta} - c)}{q \cdot \frac{q_{\text{Rest}/o}}{n - p - 1}} \quad (38)$$

$$f_{\text{ber.}} = \frac{(q_{\text{Rest}/N} - q_{\text{Rest}/o}) \cdot (n - p - 1)}{q_{\text{Rest}/o} \cdot q}$$

Ist diese Testgröße  $f_{\text{ber.}}$  größer als das  $(1-\alpha)$ -Quantil  $f_{q,n-p-1;1-\alpha}$  der F-Verteilung mit  $(q,n-p-1)$  Freiheitsgraden, welches statistischen Standardnachschlagewerken entnommen werden kann, so muss die Null-Hypothese  $H_0$  verworfen werden. Die Schätzer der gesuchten Parameter erfüllen die lineare Nebenbedingung in diesem Fall  $A \cdot \beta = c$  nicht.



### 7.1.3 Test auf die Signifikanz einzelner geschätzter Parameter

Um die Signifikanz der  $k$  verschiedenen Parameter

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T z \tag{39}$$

für das geschätzte Modell zu überprüfen, wird das Modell für jeden einzelnen der Parameter  $\beta_i$  auf 0 getestet. Für jeden Parameter wird die Null-Hypothese  $H_0: \beta_i = 0$  mit Hilfe dessen  $t$ -Wertes getestet. Um diesen Wert zu erhalten, wird zuerst für jeden Parameter der Wert  $H_i$  aus den  $T \times T$  (dabei bezeichnet  $T$  die Länge der untersuchten Zeitreihe) Matrizen  $M_i$  berechnet.

$$M_i = I - X_{i,Rest} (X_{i,Rest}^T X_{i,Rest})^{-1} X_{i,Rest}^T \tag{40}$$

$$H_i = X_i^T M_i X_i \tag{41}$$

$X_i$  bezeichnet hier die  $i$ -te Spalte der Datenmatrix  $X$ ,  $X_{i,Rest}$  bezeichnet die Matrix, die sich aus der Datenmatrix durch Wegstreichen der  $i$ -ten Spalte ergibt.

Aus diesen Hilfswerten und den Residuen  $e$  der Schätzfunktion wird nun die  $F$ -Teststatistik, diese ist der Quotient zweier  $\chi^2$  verteilter Zufallsgrößen, berechnet.

$$F = \frac{\hat{\beta}_i^T \cdot H_i \cdot \hat{\beta}_i}{\hat{e}^T \hat{e}} \cdot (T - k) \tag{42}$$

Die  $t$ -Werte sind als Wurzel der  $F$ -Werte definiert. Liegt dieses empirische  $t$  für einen ausgewählten Parameter ausserhalb des durch die entsprechenden Quantile der  $t$ -Verteilung  $t_i$  gegebenen Intervalls  $[-t_i, t_i]$  (siehe Tabelle 29), wurde Signifikanz des untersuchten Parameters nachgewiesen. Der Zusammenhang zwischen der Abhängigen  $z$  und der durch  $X_i$  gegebenen Daten ist signifikant.

**Tabelle 29: Quantile der  $t$ -Verteilung, in Abhängigkeit ausgewählter Freiheitsgrade und Testniveaus.**

		Testniveau		
		80 %	90 %	95 %
Freiheitsgrad	5	1,476	2,015	2,571
	6	1,440	1,943	2,447
	7	1,415	1,895	2,365
	10	1,093	1,812	2,228
	12	1,083	1,782	2,179

Quelle: Bosch, 1998.

## 8 Literaturverzeichnis

- Asche, F., A system approach to the demand for salmon in the European Union, *Applied Economics*, 1996, 28, 97-101.
- Bosch, K., *Statistik-Taschenbuch*, 3. Verb. Aufl. München, Oldenbourg, 1998.
- Brümmerhoff, D., *Finanzwissenschaft*. Oldenbourg Verlag, München 1996.
- Deaton, A. S., Muellbauer, J., An almost ideal demand system, *American Economic Review*, 70, 312-326, 1980.
- Deaton, A. S., Muellbauer, J., *Economics and consumer behaviour*, Cambridge University Press, Cambridge, 1980.
- Eichler, A., *Methodische Grundlagen und praktische Anwendung der Wertschöpfungsrechnung auf Basis der Input-Output-Analyse*. Diplomarbeit, Technische Universität Wien, 1998.
- Jensen, H., Manrique, J., Demand for food commodities by income groups in Indonesia, *Applied Economics*, 1998, 30, 491-501.
- Österreichisches Statistisches Zentralamt, *Index des Verbraucherpreisindex Revision 1966*, Beiträge zur österreichischen Statistik, Heft 142.
- Österreichisches Statistisches Zentralamt, *Index des Verbraucherpreisindex Revision 1976*, Beiträge zur österreichischen Statistik, Heft 466.
- Österreichisches Statistisches Zentralamt, *Statistische Nachrichten 1969 – 1997*.
- Schneider, M., Wüger, M., *Nachfrage nach Nahrungsmitteln und Getränken (Analyse und Vorschau bis 1995/1996)*, Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung, Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Land- und Forstwirtschaft, 1988.
- Smeral, E., Ein Entscheidungsmodell für Konsumieren und Sparen, *Empirica*, 1978, 5(2).
- Stone, J., *Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand*, *Economic Journal*, 1954, 64, 511-527.
- Tangermann, S., der Haen, H., Murty, K. N., *Künftiger, Nahrungsmittelverbrauch in der europäischen Gemeinschaft - Ergebnisse eines simultanen Nachfragesystems*, Schriftenreihe des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Forstwirtschaft, 1982, (271).
- Thury, G., Wüger, M., *Schätzung einer datenkonformen Konsumfunktion für nichtdauerhafte Konsumgüter und Dienstleistungen*, Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung, Monatsberichte 12/94.
- Wüger, M., *Einkommens- und Preiselastizitäten für Nahrungsmittel in Österreich. Ein Vergleich verschiedener Schätzansätze*, Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung, Working Paper 28, 1994.
- Xepapadeas, A., Habib, H., An almost ideal demand system with autoregressive disturbances for dairy products in Greece, *Applied Economic Letters*, 1995, 2, 169-173.