

## Konsumerhebung 1974 — Beurteilung der Ergebnisse

Das Österreichische Statistische Zentralamt führt seit 1954 im Abstand von zehn Jahren Konsumerhebungen durch, deren Hauptziel es ist, das Gewichtungsschema des Verbraucherpreisindex den Änderungen der Verbrauchsstruktur anzupassen. Das Institut hat die Ergebnisse der jeweiligen Konsumerhebungen eingehend analysiert, wobei insbesondere der Einfluß des Einkommens, der Haushaltsgröße und der sozialen Stellung auf die Ausgaben für einzelne Verbrauchsgruppen und Güter quantifiziert wurde<sup>1)</sup>. Die Konsumerhebung 1974 eignet sich aus verschiedenen Gründen (hauptsächlich weil die Meldebereitschaft der Bevölkerung viel geringer war als in den früheren Konsumerhebungen) nur beschränkt für eine ökonomische Auswertung. Um die Kontinuität zu wahren, wurde dennoch versucht, zumindest für Verbrauchsgruppen Einkommenselastizitäten zu schätzen. Damit die Qualität der Ergebnisse beurteilt werden kann, wurden die Stichprobe der Konsumerhebung und die möglichen Verzerrungen der Ergebnisse relativ ausführlich behandelt.

### Stichprobe

Die Konsumerhebung 1974 beruht auf einer geschichteten Stichprobe mit systematischer Zufallsauswahl. Eine solche Stichprobe soll repräsentativ sein, d. h. für eine vorgegebene Irrtumswahrscheinlichkeit darf der Fehler zwischen tatsächlichen Werten laut Grundgesamtheit und den nach der Nettostichprobe (= Bruttostichprobe minus Ausfälle) geschätzten Ergebnissen ein bestimmtes Maß nicht überschreiten. Da der Fehler vom Umfang (z. B. Zahl der Haushalte) sowie von den Merkmalstreuungen (z. B. Streuung der Verbrauchsausgaben) der einzelnen Schichten abhängig ist, muß die Bruttostichprobe die für eine Schicht zu erwartenden Ausfälle sowie die Homogenitätsunterschiede (= Streuungsdifferenzen)<sup>2)</sup> berücksichtigen. Durch geeignete Hochrechnungsverfahren, d. h. Projektionen der Stichprobe auf die Grundgesamtheit, können eventuelle Verzerrungen als Folge von Ausfällen weitgehend

<sup>1)</sup> G. Tintner: Einkommenselastizitäten im österreichischen Konsum, Beilage Nr. 57 zu den Monatsberichten, Februar 1959. — G. Kohlhauser: Der Konsum verschiedener sozialer Gruppen in Österreich, Beilage Nr. 65 zu den Monatsberichten, Dezember 1960. — G. Kohlhauser: Der Konsum verschiedener Haushaltstypen in Österreich, Monatsberichte 4/1969. — F. Glinsner: Einkommenselastizitäten der privaten Nachfrage, Monatsberichte 10/1970. — G. Kohlhauser: Konsumvergleich zwischen städtischen und bäuerlichen Haushalten, Monatsberichte 4/1971.

<sup>2)</sup> Haben etwa zwei Schichten den gleichen Umfang, die erste aber für ein Merkmal (z. B. Einkommen, Verbrauch) eine doppelt so hohe Standardabweichung wie die zweite, so müssen aus der ersten Schicht zweimal so viele Einheiten in die Auswahl genommen werden.

ausgeschaltet werden. Das Erhebungsprogramm einer Stichprobe muß außerdem auf die Ziele der Erhebung abgestimmt und die Fragen so abgefaßt sein, daß systematische Fehler (z. B. falsche Beantwortung auf Grund von Mißverständnissen, Zuordnungsfehler bei der Verschlüsselung) vermieden werden. Vor jeder Stichprobenanalyse sollten aber die Erhebungsmängel grob erfaßt werden können<sup>3)</sup>.

Die Konsumerhebung 1974, die eine Unterstichprobe des Mikrozensus<sup>4)</sup> ist, wurde diesen Richtlinien nur teilweise gerecht. Bei der Erstellung der Bruttostichprobe wurden die unterschiedlichen Ausfälle und zum Teil die größeren Verbrauchsstreuungen<sup>5)</sup> der verschiedenen sozialen Gruppen wohl berücksichtigt<sup>6)</sup>.

### Übersicht 1

#### Ausfälle in der Konsumerhebung 1974 nach sozialen Gruppen

Soziale Gruppen	Ausfälle <sup>1)</sup> der Stichprobe in %
Insgesamt	64,0
Selbständige	62,5
Angestellte und Beamte	51,1
Arbeiter	50,3
Pensionisten	62,4

Q: Österreichisches Statistisches Zentralamt, Konsumerhebung 1974, Beiträge zur österreichischen Statistik, Heft 420, Wien 1976. — <sup>1)</sup> Leermeldungen (nicht bewohnte Wohnungen) konnten nur insgesamt, nicht aber in den einzelnen sozialen Gruppen berücksichtigt werden. Ohne Leermeldungen verringern sich die Ausfälle insgesamt auf 56,7%.

### Übersicht 2

#### Die Verteilung ausgewählter sozialer Gruppen nach der Grundgesamtheit und nach der Nettostichprobe

Soziale Gruppen	Grundgesamtheit	Nettostichprobe
	Anteile in %	
Selbständige in Land- und Forstwirtschaft	5,6	9,3
Sonstige Selbständige	6,6	5,4
Angestellte und Beamte	27,4	28,4
Arbeiter	23,0	26,1
Pensionisten	37,4	30,8

Q: Österreichisches Statistisches Zentralamt, Konsumerhebung 1974, Beiträge zur österreichischen Statistik, Heft 420, Wien 1976.

<sup>3)</sup> Vgl. dazu H. Kellerer: Theorie und Technik des Stichprobenverfahrens, München 1953. — M. H. Hansen - W. Hurwitz - W. G. Madow: Sample Survey Methods and Theory, New York 1953. — H. Kellerer: Statistik im modernen Wirtschafts- und Sozialleben, München 1966. — H. Lutz: Theoretische Grundlagen des österreichischen Mikrozensus, Wien - Würzburg 1969.

<sup>4)</sup> Der Mikrozensus 1974 umfaßte 29.230 Wohnungen, die Konsumerhebung 18.285 Auswahlseinheiten der Stichprobe war die Wohnung, Erhebungseinheit der private Haushalt.

<sup>5)</sup> Da die Zufallsstreuungen mit der Größe der Stichprobe abnehmen, muß der Umfang einer Schicht um so größer sein, je stärker der Verbrauch innerhalb dieser streut.

<sup>6)</sup> So betrug der Auswahlatz bei den Selbständigen 0,82% gegenüber durchschnittlich 0,56% in den übrigen sozialen Gruppen.

Man stützte sich aber auf Erfahrungen früherer Erhebungen und unterschätzte dadurch die Ausfälle beträchtlich. Während 1954 73% und 1964 noch 67% der angeschriebenen Haushalte in die Erhebung einbezogen werden konnten, war es 1974 nur 36<sup>1</sup>/<sub>2</sub>%.

Dadurch sank nicht nur der Erhebungsumfang zwischen 1964 und 1974 von 7 951 Haushalten (städtische und bäuerliche Erhebung zusammen) auf 6 674 (—16%) sowie der Repräsentationsgrad (Anteil an der Gesamtzahl der Haushalte) von 0,33% auf 0,26%, sondern es wurden wegen der Abhängigkeit vom Umfang der Stichprobe auch die Fehler größer als beabsichtigt. Da gleichzeitig die Ausfälle in den einzelnen Schichten unterschiedlich (siehe Übersicht 1) und in jenen am höchsten waren, wo die Verbrauchsstreuungen laut Konsumerhebung am stärksten sind<sup>7)</sup>, wurde der repräsentative Charakter der Erhebung beeinträchtigt. So war nach der Nettostichprobe der Konsumerhebung der Anteil der Selbständigen in Land- und Forstwirtschaft sowie der Arbeiter um mehr als 10% höher als in der Grundgesamtheit, wogegen die sonstigen Selbständigen und Pensionisten um mehr als 10% unterrepräsentiert waren. Nur der Anteil der Angestellten und Beamten entsprach in der Stichprobe weitgehend der tatsächlichen Struktur.

### Erhebungsprogramm und Gliederung

Abgesehen von der Erstellung eines neuen Gewichtungsschemas für den Verbraucherpreisindex wollte die Konsumerhebung noch Höhe und Schichtung der Haushaltseinkommen, die Kosten für unversorgte Kinder, die Ausstattung der Haushalte mit dauerhaften Konsumgütern und die Struktur der Urlaubsausgaben erfassen. Um all diesen Zielen gerecht zu werden, wurden im Haushaltsbuch die Konten breit gefächert (345 Konten) und außerdem Interviewer für die Betreuung der Haushalte eingesetzt. Die Erhebungsergebnisse wurden nach folgenden Merkmalen gegliedert: Größe und Zusammensetzung des Haushalts (12 Typen), soziale Stellung (6 Schichten) und Alter (8 Stufen) des Haushaltsvorstandes sowie Einkommens- und Ausgabenstufen (16 Stufen).

Der Umfang des Haushaltsbuches trug vermutlich dazu bei, daß die Antwortrate sank, die starke Gliederung der Ergebnisse wiederum führte insbesondere in den Kreuzklassifikationen nach Haushaltsgröße und Ausgabenstufen sowie nach sozialer Stellung und Ausgabenstufen wegen zu geringer Besetzung in den unteren Stufen zu einer Reihe von Leermeldungen, die die ökonomische Analyse bei Verwendung von logarithmischen Ansätzen erschweren.

<sup>7)</sup> Die prozentuelle Standardabweichung der Verbrauchsausgaben (Variationskoeffizient) von sonstigen Selbständigen und Pensionisten war um 6<sup>1</sup>/<sub>2</sub>% bzw. 26% höher als in den übrigen sozialen Gruppen.

Über Höhe und Schichtung der Haushaltseinkommen ergab die Konsumerhebung keine brauchbaren Ergebnisse, da die Einkommen tendenziell unterschätzt wurden. Dafür spricht, daß laut Konsumerhebung die Ausgaben in allen Stufen höher waren als die Einkommen. Das dürfte darauf zurückzuführen sein, daß als Einkommen hauptsächlich die regelmäßigen Einkünfte des Haushaltsvorstandes angegeben wurden, wogegen die Einkommen anderer Haushaltsmitglieder, die unregelmäßig anfallenden Einkommensteile (z. B. Überstunden, Gelegenheitsarbeit u. ä.) sowie andere Einnahmen (z. B. Stipendien, Unterstützungen, Wohnungsbeihilfe u. ä.) nicht erfaßt wurden<sup>8)</sup>. Dies wird durch eine Untersuchung der Wiener Arbeiterkammer über die Verbrauchsausgaben und die Einnahmen ausgewählter Haushaltstypen (2 Erwachsene, 1 bzw. 2 Kinder) von Unselbständigen (Arbeiter, Angestellte und Pensionisten) bekräftigt<sup>9)</sup>. Danach haben 1974 Arbeiter und Angestellte in Haushalten dieses Typs monatlich 7% ihrer Einnahmen gespart. Selbst wenn man nur die Arbeitseinkommen laut Arbeiterkammerstudie berücksichtigt, würde das Entsparen viel geringer sein (5<sup>1</sup>/<sub>2</sub>% der Ausgaben) als in der entsprechenden Stufe der Konsumerhebung (ca. 30%). Aus diesen Gründen konnte die Gliederung der Verbrauchsausgaben nach Einkommensstufen nicht in die Analyse einbezogen werden.

Die Verbrauchsausgaben für unversorgte Kinder zu erfassen wurde dadurch erschwert, daß die Angaben der Haushalte zum Teil ungenau waren, hauptsächlich aber dadurch, daß viele gemeinsame Haushaltsausgaben nicht den einzelnen Mitgliedern zugeordnet werden konnten.

Aber auch das Ziel der Konsumerhebung, ein wirklichkeitsnahes Gewichtungsschema für den Verbraucherpreisindex, wurde nicht ganz erreicht, da insbesondere in bäuerlichen Haushalten verschiedene Betriebsausgaben dem Haushalt zugeordnet wurden. Dafür spricht, daß 1974 vor allem die Ausgabenanteile der Verbrauchsgruppen Wohnung, Hausrat sowie Verkehr und Post in landwirtschaftlichen Haushalten stärker als in den übrigen sozialen Gruppen von denen im Jahre 1964 abweichen.

### Hochrechnungsverfahren und Fehlerschätzung

Die durch die Ausfälle bedingten Fehler sollten durch ein Hochrechnungsverfahren ausgeglichen werden. Dazu wurden die Einzeldaten auf einen dreidimensionalen Raster des Mikrozensus, bestehend aus 270 Feldern mit den Merkmalen „Bundesland“ (9 Ausprägungen), „soziale Stellung“ (6 Ausprägungen)

<sup>8)</sup> Vgl. *Österreichisches Statistisches Zentralamt* Beiträge zur österreichischen Statistik, Heft 420 S. 38.

<sup>9)</sup> *Arbeiterkammer Wien*. Wirtschafts- und Sozialstatistisches Handbuch 1975 Wien 1976.

gen) sowie „Personenzahl des Haushaltes“ (5 Ausprägungen), projiziert. Jedem Haushaltsbuch wurde ein Feld zugeordnet; dieses wurde dann auf die Zahl der Haushalte, die diesem Feld laut Mikrozensus entspricht, vergrößert. Bei der Hochrechnung<sup>10)</sup> wurden daher innerhalb der einzelnen Felder die Strukturen der Stichprobe auf die Grundgesamtheit übertragen. Das bezieht sich vor allem auf die Verteilung der Haushalte nach Einkommens- bzw. Ausgabenstufen, nach der Personenzusammensetzung (Erwachsene und Kinder), nach Altersgruppen, Gemeindegroßenklassen u. ä., alles Merkmale, die Höhe und Struktur des Verbrauches beeinflussen. Dadurch können Verzerrungen der Ergebnisse entstehen. Verzerrungen verursacht das Hochrechnungsverfahren aber auch, wenn die Verbrauchsstrukturen von Antwortenden und Nichtantwortenden sehr verschieden sind, da dann die Merkmale einer nichtrepräsentativen Stichprobe auf die Grundgesamtheit übertragen werden.

Wie sich die Mängel der Stichprobe und der Hochrechnung auf die Ergebnisse auswirken, läßt sich aus methodischen Gründen nur schwer quantifizieren. Bei optimaler Hochrechnung sollten die Zufallsfehler<sup>11)</sup> idealerweise gegen Null streben. Für eine solche Hochrechnung der Ergebnisse der Konsumerhebung wären aber 648 Felder (12 Haushaltstypen, 6 soziale Schichten, 9 Bundesländer) erforderlich, gegen nur 270, die tatsächlich zur Verfügung standen. Außerdem hätte die Stichprobe einerseits im Zufallsprozeß nicht zu „unwahrscheinlich“ sein dürfen und andererseits keine systematischen Fehler enthalten dürfen.

Da in der Konsumerhebung 1974 weder reine Stichprobendaten noch optimal hochgerechnete Werte

Übersicht 3

**Schätzung der durch die Hochrechnung beseitigten Erhebungsmängel der gesamten Verbrauchsausgaben nach sozialen Gruppen**

Soziale Gruppen	Abweichungen <sup>1)</sup>	
	absolut in S	relativ in %
Selbständige	-278 14	-2 18
Angestellte und Beamte	+405 75	+2 90
Arbeiter	+319 10	+2 85
Pensionisten	+243 37	+3 85

<sup>1)</sup> Berechnet aus der Differenz ( $\bar{X}^* - \hat{X}$ ) zwischen fiktivem ( $\bar{X}^*$ ) Verbrauch laut Stichprobe und hochgerechnetem ( $\hat{X}$ ) Verbrauchswert mit:

$$\bar{X}^* = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{16} n_j \hat{X}_j \quad \text{sowie} \quad \hat{X} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{16} N_j \hat{X}_j$$

wobei  $\hat{X}_j$  den ausgewiesenen Verbrauch in der j-ten Ausgabenstufe;  $N_j$  und  $n_j$  die Anzahl der Haushalte in dieser Stufe laut Grundgesamtheit bzw. laut Stichprobe sowie  $N$  und  $n$  die Summe der  $N_j$  bzw. der  $n_j$  angeben

<sup>10)</sup> Vgl. *Österreichisches Statistisches Zentralamt* Statistische Nachrichten 8/1974. Wien 1974

<sup>11)</sup> Schätzungen sind nur für den Zufallsfehler möglich, während sich systematische Unterschiede nur durch neuerliche Erhebungen erfassen lassen. Vgl. *Österreichisches Statistisches Zentralamt*: Statistische Nachrichten 5/1968 S 317

ausgewiesen werden, ergeben sich für die Schätzung des durchschnittlichen Fehlers größere Probleme. Die Erhebungsfehler, die durch die Hochrechnung beseitigt wurden, lassen sich näherungsweise erfassen, indem die hochgerechneten Durchschnittsausgaben ( $\hat{X}$ ) einem fiktiven durchschnittlichen Stichprobenwert ( $\bar{X}^*$ ) gegenübergestellt werden, der sich durch Gewichtung des ausgewiesenen Verbrauches in den verschiedenen Ausgabenstufen mit der Struktur der Stichprobe ergibt<sup>12)</sup>.

Für die Schätzung der Differenz ( $\bar{X}^* - \hat{X}$ ) zwischen fiktivem und hochgerechnetem Verbrauch wurde eine Kreuzklassifikation nach Ausgabenstufen und sozialer Stellung verwendet, weil dann die Wahrscheinlichkeit, daß ein bestimmter Haushalt dem richtigen Feld zugeordnet wurde, größer ist als in einer Kreuzklassifikation nach Ausgabenstufen und Haushaltstypen<sup>13)</sup>. Da aber Fehler in bezug auf die Haushaltszusammensetzung durch das verwendete Hochrechnungsverfahren kaum ausgeschaltet werden, sind die Fehlerschätzungen hauptsächlich für jene Verbrauchsgruppen gut gesichert, die eher von der sozialen Stellung und Größe des Haushaltes als von seiner Zusammensetzung nach Alter und Geschlecht seiner Mitglieder abhängen (z. B. Wohnung, Beheizung, Beleuchtung)

Die Schätzungen zeigen, daß der Verbrauch der Selbständigen in der Stichprobe unterschätzt, jener aller anderen sozialen Gruppen überschätzt worden sein dürfte. Man muß jedoch bezweifeln, daß die Hochrechnung alle Mängel beseitigte, denn noch immer weist die Konsumerhebung in Selbständigenhaushalten unplausiblerweise die niedrigsten Verbrauchsausgaben je Kopf aus

In welchem Maß der hochgerechnete Verbrauch vom tatsächlichen abweicht, läßt sich näherungsweise aus einem Vergleich des privaten Konsums nach der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung mit dem Verbrauch laut Konsumerhebung abschätzen.

Nach der Konsumerhebung 1974 wurden je Kopf der Bevölkerung durchschnittlich 42.940 S im Jahr ausgegeben, gegen 19.420 S (gewogener Durchschnitt aus städtischen und bäuerlichen Haushalten) im Jahr

<sup>12)</sup> Der hochgerechnete Durchschnittswert  $\bar{X}^*$  für die 16 Ausgabenstufen ergibt sich aus  $\bar{X}^* = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^{16} N_k \hat{X}_k$  der fiktive durchschnittliche Verbrauch laut Stichprobe aus

$$\hat{X} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{16} n_k \hat{X}_k \quad \text{wobei} \quad \hat{X}_k \quad \text{den ausgewiesenen Verbrauch in}$$

der k-ten Ausgabenstufe,  $N_k$  und  $n_k$  die Zahl der Haushalte in dieser Stufe laut Grundgesamtheit bzw. laut Stichprobe angibt  $N$  bezeichnet die Summe  $N_k$  und  $n$  die der  $n_k$ .

<sup>13)</sup> Der Grund dafür ist daß der Mikrozensus ebenso wie die Stichprobe in 6 soziale Gruppen gegliedert ist, dagegen nur in 5 Haushaltstypen gegenüber 12 nach der Stichprobe

1964 (+121%). Demgegenüber entfielen auf Grund des privaten Konsums in der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung im Jahre 1974 je Kopf der Bevölkerung Ausgaben von 44.147 S nach 18.970 S im Jahr 1964 (+133%)<sup>14)</sup>. Für diese Unterschiede in Entwicklung und Niveau können abgesehen von Differenzen in Methode<sup>15)</sup> und Umfang<sup>16)</sup> der beiden Konsumerhebungen vor allem definitorische Abgrenzungen angeführt werden. So werden z. B. in der Konsumerhebung die Aufwendungen für den Bau von Eigenheimen als Verbrauchsausgaben verbucht, während sie in der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung zu den Investitionen gehören. Die Versicherungsprämien werden in der Konsumerhebung brutto, in der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung netto (d. h. Prämien minus Leistungen) erfaßt. Geschenke an andere Haushalte, die in der Konsumerhebung zu den Verbrauchsausgaben zählen, fehlen im privaten Konsum, da Transaktionen zwischen Haushalten unberücksichtigt bleiben (konsolidierte Rechnung). Aus all diesen Gründen müßten die hochgerechneten Verbrauchsausgaben auf Grund der Konsumerhebung über dem privaten Konsum liegen. 1974 war es aber umgekehrt, weil die angeführten Erhebungslücken durch das verwendete Hochrechnungsverfahren aus systematischen Gründen nur teilweise geschlossen werden konnten. Unterstellt man, daß sich die Relation zwischen Konsumerhebung und volkswirtschaftlicher Gesamtrechnung seit 1964 nicht wesentlich verändert hat und nimmt man ferner an, daß der private Konsum in der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung richtig ermittelt wurde, so hätte sich für 1974 laut Konsumerhebung ein jährlicher Verbrauch je Kopf von rund 45.200 S ergeben müssen. Das würde

Übersicht 4

**Schätzung des durchschnittlichen Zufallsfehlers der gesamten Verbrauchsausgaben nach sozialen Gruppen**

Soziale Gruppen	Zufallsfehlerschätzung <sup>1)</sup>	
	absolut in S	relativ in %
Selbständige ..	619 56	4 86
Angestellte und Beamte	432 20	3 09
Arbeiter	363 50	3 24
Pensionisten	236 24	3 74

<sup>1)</sup> Für die näherungsweise Berechnung des Zufallsfehlers wurden die hochgerechneten Daten als „proxy“ für Stichprobendaten verwendet. Der absolute Zufallsfehler ergibt sich aus  $e(\bar{x}) = t \sqrt{\text{Var}(\bar{x})}$  der relative aus  $\epsilon(\bar{x}) = \frac{e(\bar{x})}{\bar{x}}$ , wobei  $\bar{x}$  den hochgerechneten durchschnittlichen Verbrauch bezeichnet;  $\text{Var}(\bar{x})$  dessen Streuung und  $t$  die Sicherheitsschranke. Die angegebenen Werte ergeben sich bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 4,5% ( $t = 2$ ) Vgl. z. B. Lutz a a O S 79

<sup>14)</sup> Für diese Berechnung wurde, um einen Bruch in den Ergebnissen zu vermeiden, die ab 1972 im Niveau korrigierte Konsumreihe mit der vorherigen verkettenet

<sup>15)</sup> 1964 wurden Durchschnittsergebnisse der Stichprobe 1974 (durchschnittliche) Hochrechnungsergebnisse ausgewiesen

<sup>16)</sup> Die Konsumerhebung 1964 erfaßte neben bäuerlichen Haushalten nur Haushalte von Gemeinden ab 2.000 Einwohnern, wogegen 1974 die Gesamtbevölkerung in die Stichprobe einbezogen wurde

bedeuten, daß der hochgerechnete Verbrauch den tatsächlichen um etwa 5% unterschätzt

Wie sich diese 5% auf die einzelnen sozialen Gruppen verteilen, darüber lassen sich nur Vermutungen anstellen. Da die relativen Ausfälle bei den Selbständigen und Pensionisten um rund 25% höher waren als bei den übrigen sozialen Gruppen, ist vor allem der ermittelte Verbrauch dieser Gruppen statistisch nicht gut gesichert. Dagegen dürften die ausgewiesenen Ausgaben der Angestellten und Beamten sowie der Arbeiter den tatsächlichen nahekommen. Dafür sprechen auch die näherungsweise geschätzten Zufallsfehler<sup>17)</sup>, die bei vorgegebener Sicherheitsschranke von der Verbrauchsstreuung innerhalb der Schichten abhängig sind. Sie sind bei den Selbständigen und Pensionisten relativ am höchsten (siehe Übersicht 4). Da erfahrungsgemäß die Ausfälle bei den Selbständigen in den oberen Ausgabenstufen am größten sind, bei den Pensionisten aber in den unteren, müßten vor allem die Ausgaben der Selbständigen nach oben korrigiert werden, wodurch auch der unplausibel niedrige Verbrauchswert bei den Selbständigen verschwinden würde. Auf eine stärkere Unterschätzung des Verbrauches der Selbständigen deutet auch die Gegenüberstellung des fiktiven Stichprobenverbrauchswertes mit den hochgerechneten Ausgaben

**Analyse der Ergebnisse**

Konsumerhebungen können neben Zeitreihenanalysen Aufschluß über das Konsumverhalten der Haushalte geben. Der Vorteil von Querschnittsuntersuchungen liegt darin, daß — bei entsprechender Gliederung des Datenmaterials — der Einfluß verschiedener Faktoren auf das Konsumverhalten besser isoliert werden kann als bei Zeitreihenanalysen. Hauptsächlich sind dies Einkommens- und Preiseffekte sowie Einflüsse demographischer (z. B. Alter, Haushaltsgröße) und sozioökonomischer Faktoren (Zugehörigkeit zu einer sozialen Gruppe). In Zeitreihenanalysen dagegen werden diese Zusammenhänge oft durch die Auswirkungen anderer Faktoren, die nicht explizit in die Analyse einbezogen werden können, verzerrt. Zeitreihenanalysen werden oft dadurch erschwert,

<sup>17)</sup> Der absolute Fehler ( $e$ ) für eine geschichtete Stichprobe aus normalverteilter Grundgesamtheit ergibt sich aus

$$e = t \cdot \sigma_{\bar{x}} = t \cdot \sqrt{\frac{1}{N^2} \sum_{j=1}^M N_j^2 \frac{\sigma_j^2}{n_j} \cdot \frac{N_j - n_j}{N_j - 1}}$$
 mit:

- $t$  = gewünschte Sicherheitsschranke (für  $t = 2$  ergibt sich eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 4,5%)
- $\sigma_{\bar{x}}$  = Standardabweichung für ein Merkmal ( $\bar{x}$ )
- $N$  = Umfang der Grundgesamtheit
- $M$  = Anzahl der Schichten
- $N_j$  = Umfang der  $j$ -ten Schicht in der Grundgesamtheit
- $n_j$  = Umfang der  $j$ -ten Schicht in der Stichprobe
- $\sigma_j$  = Streuung der  $j$ -ten Schicht

Vgl. z. B. H. Kellerer, Theorie und Technik des Stichprobenverfahrens. München 1953 S. 92.

daß die Zeitreihen in sich (Autokorrelation) oder die erklärenden Variablen untereinander (Multikollinearität) korreliert sind, woraus sich Probleme einer richtigen ökonometrischen Berechnung ergeben (es kann leicht zu Schätzverzerrungen oder hohen zufälligen Schätzfehlern kommen).

Querschnittsanalysen sind statisch, d. h., sie geben das Konsumverhalten von Haushalten verschiedener sozialer Zugehörigkeit in einem bestimmten Zeitpunkt wieder. Die an Hand dieser Daten geschätzten Elastizitäten können dann als langfristige Elastizitäten interpretiert werden, wenn sich konsumsteigernde Wirkungen durch die Einführung neuer Güter, neuer Qualitäten und der dauernd stimulierende Einfluß der Werbung vernachlässigen lassen. Sie implizieren, daß sich für die Haushalte eine Bewegung entlang einer stabilen Engelkurve (Nachfragekurve) ergibt. Haushalte einer bestimmten Einkommensstufe nehmen bei Erreichen der nächsthöheren Einkommensstufe die gleichen Verbrauchsgewohnheiten an wie Haushalte, die schon vorher dieser Einkommensstufe angehörten.

Zeitreihenanalysen haben dagegen dynamischen Charakter, d. h., sie zeigen die Reaktionen der gleichen Haushalte auf Änderungen der wirtschaftlichen Verhältnisse im Zeitablauf. Sie reflektieren neben kurzfristigen Einflüssen wie Konjunkturschwankungen und Modezyklen, auch den Einfluß längerfristiger Trendfaktoren wie Veränderungen in den Verbrauchsgewohnheiten. Daher geben Zeitreihenelastizitäten nicht nur die Bewegung entlang einer Engelkurve (Nachfragekurve), sondern auch die Verschiebung dieser Kurve im Zeitablauf wieder.

Ob die statischen oder die dynamischen Elastizitäten höher sind, darüber gehen die Meinungen auseinander. Im allgemeinen wäre zu erwarten, daß die längerfristige Anpassung stärker ist<sup>18)</sup>, nicht zuletzt weil in Querschnittsanalysen die Einkommensunterschiede zwischen den einzelnen Einkommensstufen meist größer sind als in kurzen Zeitreihen zwischen den Jahren. Wenn sich aber im Zeitablauf die Verbrauchsgewohnheiten stark ändern oder andere Faktoren wirksam werden, ist mit der umgekehrten Relation zu rechnen<sup>19)</sup>.

## Methode

Trotz der verschiedenen Mängel wurde das verfügbare Datenmaterial für eine Regressionsanalyse ver-

<sup>18)</sup> J. Crocket in: "Consumption and Saving" herausgegeben von I. Friend und R. Jones, Pennsylvania 1960, fand aus amerikanischen Daten, daß die Einkommenselastizität für Ernährung, die aus einer Zeitreihenanalyse gewonnen wurde niedriger war als aus Querschnittsdaten.

<sup>19)</sup> Siehe F. Glinsner: Erzeugung und Verbrauch landwirtschaftlicher Produkte — Eine Untersuchung der langfristigen Entwicklungstendenzen bis 1975. Wien 1961

wendet, mit dem Ziel, den Einfluß von Einkommen (Gesamtausgaben), Haushaltsgröße, sozialer Stellung sowie Alter des Haushaltsvorstandes auf die Nachfrage der Haushalte nach den verschiedenen Bedarfsgruppen zu erfassen. Durch das Zusammenziehen von Ausgabenstufen sowie Verbrauchsgruppen wurden die Leermeldungen, die infolge der sehr weitgehenden Untergliederung insbesondere in der unteren Ausgabenstufe entstanden sind und die die Berechnung von logarithmischen Funktionen erschweren, vermieden.

Der Einfluß des Einkommens (Gesamtausgaben) wurde durch doppelt-logarithmische Engelkurven ermittelt, da diese sowohl nach statistischen ( $R^2$ , Standardfehler der Koeffizienten) als auch nach ökonomischen (richtiges Vorzeichen) Kriterien bessere Anpassungen lieferten als der logarithmisch-inverse bzw. der semi-logarithmische Ansatz. Um den Einfluß möglichst unverzerrt zu erhalten, wurden Engelkurven für jeden Haushaltstyp sowie für die einzelnen sozialen Schichten (Selbständige, Angestellte und Beamte, Arbeiter sowie Pensionisten) gesondert berechnet, weil durch das verwendete Hochrechnungsverfahren die unterschiedlichen Ausfallsätze nach diesen Merkmalen zumindest teilweise ausgeglichen werden konnten. Mit Hilfe der Kovarianzanalyse<sup>20)</sup> wurde sodann geprüft, ob sich zwischen den Elastizitäten innerhalb der verschiedenen Haushaltstypen bzw. der einzelnen sozialen Gruppen signifikante Unterschiede ergeben.

Durch Gewichtung der Einzelelastizitäten mit den entsprechenden Varianzen der Gesamtausgaben wurde dann eine allen Haushaltstypen bzw. allen sozialen Schichten gemeinsame Elastizität geschätzt. Für jene Verbrauchsgruppen aber, bei denen sich signifikante Unterschiede in den Einzelelastizitäten ergaben, wurden durch Gewichtung der Elastizitäten für die einzelnen Schichten mit den betreffenden Ausgabenanteilen durchschnittliche Elastizitäten berechnet<sup>21)</sup>. Da die nach den beiden Kreuzklassifikationen ermittelten gemeinsamen bzw. durchschnittlichen Elastizitäten theoretisch gleich sein müßten, ergibt sich eine Kontrollmöglichkeit für die Güte der Erhebungsergeb-

<sup>20)</sup> Bei der Kovarianzanalyse wird die Hypothese einer gemeinsamen Elastizität getestet, indem man die Streuung zwischen den Haushaltstypen oder sozialen Gruppen mit den Streuungen innerhalb dieser Schichten vergleicht. Wenn diese Maßzahl, die bei vorgegebener Irrtumswahrscheinlichkeit (5%, 1%) gelten den Schranken ( $F$ -Testgröße) überschreitet, kann die Hypothese einer gemeinsamen Elastizität nicht gehalten werden.

<sup>21)</sup> Die Berechnung der durchschnittlichen Elastizität erfolgte nach der Formel:  $\bar{\eta} = \frac{\sum k_i \eta_i}{\sum k_i}$ . Darin ist  $\eta_i$  die Einzelelastizität  $k_i$

das Produkt aus der Anzahl der Haushalte der Anzahl der Personen sowie den Verbrauchsausgaben je Kopf im  $i$ -ten Haushaltstyp bzw. in der  $i$ -ten sozialen Gruppe. Vgl. dazu H. Wold - L. Jureen: Demand Analysis. New York 1953 S. 216

nisse. Außerdem wurden für die einzelnen Bedarfsgruppen Verzerrungsfaktoren berechnet, die die Auswirkungen der Erhebungsmängel auf die Elastizitäten abzuschätzen versuchen. Diese Verzerrungsfaktoren wurden mit Hilfe der Fehlerschätzungen ermittelt, indem man den durch das Hochrechnungsverfahren beseitigten Fehler der Gesamtausgaben bzw. der Ausgaben für ein bestimmtes Bedarfsgut in Prozent ausdrückt. Je stärker die Prozentsätze der Fehler der Gesamtausgaben sowie der Ausgaben für ein bestimmtes Bedarfsgut voneinander abweichen, desto größer wird der Verzerrungsfaktor. Kleinere Fehlerunterschiede dürften sich aber kaum auswirken (siehe Anhang). Die Schätzungen der Verzerrungsfaktoren beruhen auf den Unterschieden zwischen fiktiven Stichprobenwerten und hochgerechneten Daten. Da man aber annehmen kann, daß der verbleibende Fehler (Unterschied zwischen hochgerechneten und tatsächlichen Werten) die gleiche Größenordnung erreicht (je korrekturbedürftiger ein Wert ist, desto größer ist auch der verbleibende Fehler, selbst wenn die Korrektur in der richtigen Richtung erfolgte), sind die geschätzten Verzerrungsfaktoren gute Näherungen für die Relation zwischen den Elastizitäten aus hochgerechneten und tatsächlichen Daten. Gestützt wird diese Annahme durch die Tatsache, daß der relative Unterschied zwischen fiktivem und hochgerechnetem Verbrauch die gleiche Größenordnung erreicht wie der zwischen hochgerechnetem und jenem tatsächlichen Verbrauch, der sich aus der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung ergibt.

Um den Einfluß von Haushaltsgröße, sozialer Stellung sowie Alter des Haushaltsvorstandes möglichst unverzerrt zu erfassen, wären Kreuzklassifikationen nach drei Merkmalen notwendig. Wegen der geringen Besetzung war eine solche nicht sinnvoll und lag auch nicht vor. Daher wurde die Wirkung dieser Einflußfaktoren nicht durch Regressionsanalysen, sondern durch eine qualitative Untersuchung der Unterschiede in der Verbrauchsstruktur grob zu erfassen versucht.

**Einfluß des Einkommens**

Als erklärende Variable der Nachfrage in den verschiedenen Bedarfsgruppen wurden nicht zuletzt wegen der Erhebungslücken die Ausgaben an Stelle des Einkommens verwendet. Der Einfachheit halber wird dennoch in der Folge von Einkommens- an Stelle von Ausgabenelastizitäten gesprochen.

Die berechneten gemeinsamen Elastizitäten sind in den meisten Verbrauchshauptgruppen nach beiden Kreuzklassifikationen (Ausgabenstufen nach Haushaltstyp bzw. sozialer Stellung) nicht gleich. Für Ernährung, Beheizung und Beleuchtung, Reinigung so-

wie Körper- und Gesundheitspflege sind die Abweichungen minimal (geringer als ein Zehntel) und die berechneten Elastizitäten daher gut gesichert.

Auch die Differenzen für die Verbrauchshauptgruppen Tabak, Wohnung, Bildung, Unterricht, Erholung, Verkehr und Post sowie Bekleidung sind relativ gering (absolute Differenz zwischen einem und zwei Zehntel). Dagegen weichen in der Verbrauchshauptgruppe Hausrat und in den Untergruppen Erholung und Unterhaltung sowie eigene Verkehrsmittel die nach den zwei Kreuzklassifikationen berechneten Elastizitäten stärker voneinander ab. In diesen Verbrauchsgruppen ist auch der Verzerrungsfaktor viel höher (20%, 25%, 30% des geschätzten Elastizitätswertes) als in den übrigen (maximal 10%)<sup>22)</sup>.

*Übersicht 5*

**Gemeinsame und durchschnittliche Elastizitäten sowie geschätzte Verzerrungsfaktoren<sup>1)</sup> nach Ergebnissen der Konsumerhebung 1974**

Verbrauchsgruppen	Kreuzklassifikation nach Ausgabenstufen und sozialer Stellung				
	Ausgabenstufen und sozialer Stellung		Verzerrungsfaktor in %	Ausgabenstufen und Haushaltstyp	
	Gemeinsame <sup>2)</sup> Elastizität nach der Kovarianzanalyse	Durchschnittliche <sup>3)</sup> Elastizität		Gemeinsame <sup>2)</sup> Elastizität nach der Kovarianzanalyse	Durchschnittliche <sup>3)</sup> Elastizität
$\eta$	$\bar{\eta}$	$\gamma$	$\eta$	$\bar{\eta}$	
Ernährung	0 360		- 10	0 377	
Tabak	0 680		0	0 501	
Wohnung	1 329 <sup>***)</sup>	1 291	+ 8	1 494 <sup>***)</sup>	1 621
Beheizung und Beleuchtung	0 855		- 3	0 902 <sup>***)</sup>	0 945
Hausrat	2 349 <sup>***)</sup>	2 453	+ 20	1 899 <sup>*)</sup>	1 914
Bekleidung	1 353		+ 7	1 141	
Reinigung	1 056		+ 8	0 996	
Körper- und Gesundheitspflege	0 954		+ 9	0 969	
Bildung, Unterricht, Erholung	1 465		+ 11	1 364	
davon					
Erholung und Unterhaltung	2 675		+ 23	2 198 <sup>*)</sup>	2 366
Bildung und Unterricht	1 233		+ 8	1 147	
Verkehr und Post	1 691		+ 15	1 545	
davon					
Eigene Verkehrsmittel	2 351 <sup>***)</sup>	2 187	+ 29	1 822	
Fremde Verkehrsmittel und Post	1 048 <sup>***)</sup>	0 822	+ 2	1 127 <sup>*)</sup>	0 942

<sup>1)</sup> Siehe Anhang — <sup>2)</sup> Diese ergibt sich aus  $\eta = \frac{\sum f_j S_{12}}{\sum f_j S_{22}}$  mit:  $f_j$  Anzahl der Haushalte in  $j$ -ter Schicht;  $S_{12} = \sum (y_j - \bar{y})(x_j - \bar{x})$  die Kovarianz zwischen den Ausgaben ( $y$ ) für ein Gut und den Gesamtausgaben ( $x$ );  $S_{22} = \sum (x_j - \bar{x})^2$  die Streuung der Gesamtausgaben

Vgl. M. L. Goreux: Élasticité de la Dépense Alimentaire par Rapport au Revenu. Analyse d'Enquêtes de Consommation. FAO Rome 1959. — <sup>3)</sup> Berechnet aus  $\bar{\eta} = \frac{\sum k_i \eta_i}{\sum k_i}$ ; wobei  $k_i$  das Produkt aus der Anzahl der Haushalte in der  $i$ -ten Schicht, den Pro-Kopf-Ausgaben für ein bestimmtes Gut und der Haushaltsmitglieder darstellt und  $\eta_i$  die Einzelelastizität der betreffenden Schicht

<sup>\*)</sup> Signifikante Unterschiede in den Einzelelastizitäten bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5%

<sup>\*\*\*)</sup> Signifikante Unterschiede in den Einzelelastizitäten bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1%

<sup>22)</sup> In den Hauptgruppen Bildung (+11%) sowie Verkehr und Post (+15%) ergeben sich zwar ebenfalls größere Verzerrungen, die allerdings hauptsächlich auf die Untergruppen Erholung und Unterhaltung bzw. eigene Verkehrsmittel zurückzuführen sein dürften.

Da die Kreuzklassifikation nach Ausgabenstufen und sozialer Stellung den Ergebnissen der Kreuzklassifikation nach Ausgabenstufen und Haushaltstyp (Größe und Zusammensetzung) vorzuziehen ist, weil bei der erstgenannten Beziehung eher anzunehmen ist, daß durch die Hochrechnung Stichprobenmängel beseitigt wurden (siehe Fußnote 13) ergibt sich folgende Reihung der Einkommenselastizitäten<sup>23)</sup>:

Erholung Unterhaltung	2 70
Hausrat	2 45
Eigene Verkehrsmittel	2 20
Bekleidung	1 35
Wohnung	1 30
Bildung Unterricht	1 25
Reinigung	1 05
Körper- und Gesundheitspflege	0 95
Beheizung und Beleuchtung	0 85
Fremde Verkehrsmittel und Post	0 80
Tabak	0 70
Ernährung	0 35

Sie zeigt, daß die Verbrauchsgruppen: Erholung, Unterhaltung, Hausrat, Eigene Verkehrsmittel, Bekleidung, Wohnung sowie Bildung und Unterricht zu den gehobenen Bedürfnissen (Einkommenselastizität über 1) zählen. Die Verbrauchsgruppen: Beheizung und Beleuchtung, Fremde Verkehrsmittel und Post, Tabak sowie Ernährung können dagegen als Grundbedürfnisse angesehen werden (Einkommenselastizität unter 1) Die Einkommenselastizitäten für Reinigung sowie Körper- und Gesundheitspflege bewegen sich an der Grenze zwischen Gütern des gehobenen Bedarfes und Grundbedürfnissen. Atypisch im internationalen Vergleich sind die hohen Elastizitäten für Bekleidung und Wohnung

Um diese Elastizitäten mit denen der Konsumerhebung 1964 vergleichen zu können, mußten die Ergebnisse der multiplen Regression (Einkommen und Haushaltgröße als erklärende Variable) für städtische und bäuerliche Haushalte mit den Bevölkerungsanteilen zusammengewogen werden. Dies deshalb, weil 1964 eine Kovarianzanalyse (nach Ausgabenstufen und Haushaltgröße) nur für städtische Haushalte durchgeführt wurde. Die Verbrauchsgruppen wurden durch Gewichtung der Elastizitäten mit den Ausgabenanteilen aufeinander abgestimmt. Danach zeigt sich, daß die Einkommenselastizitäten für die Hauptgruppe Verkehr und Post sowie deren Untergruppe Eigene Verkehrsmittel von 1964 bis 1974 abgenommen haben, wogegen die Nachfrage nach Hausrat sowie Erholung und Unterhaltung elastischer geworden ist. Die Einkommenselastizitäten für die üb-

<sup>23)</sup> Ergebnisse auf fünf Hundertstel gerundet

rigen Verbrauchsgruppen haben sich dagegen wenig verändert. Während die Elastizitätsunterschiede für die Verbrauchsgruppe Hausrat auf Verzerrungen zurückzuführen sein dürften, beruhen sie in den Gruppen Eigene Verkehrsmittel sowie Erholung und Unterhaltung auch auf anderen Ursachen

Übersicht 6

Einkommenselastizitäten 1974 und 1964

Verbrauchsgruppen	1974	1964 <sup>1)</sup>
	Gemeinsame bzw. durchschnittliche Elastizitäten aus der Kreuzklassifikation nach Ausgabenstufen und sozialer Stellung $\eta_B$	Partielle Elastizitäten nach multiplen doppelt-logarithmischem Ansatz $\eta_X$
Ernährung	0 360	0 387
Tabak	0 680	0 578
Wohnung	1 291	1 423
Beheizung und Beleuchtung	0 855	0 784
Hausrat	2 453	2 158
Bekleidung	1 353	1 295
Reinigung	1 056	1 038
Körper- und Gesundheitspflege	0 954	1 130
Bildung, Unterricht, Erholung	1 465	1 399
davon		
Erholung und Unterhaltung	2 675	1 595
Verkehr und Post	1 691	2 476
davon		
Eigene Verkehrsmittel	2 187	2 979

<sup>1)</sup> Einkommenselastizitäten aus der bäuerlichen und der städtischen Konsumerhebung 1964 mit den Bevölkerungsanteilen zusammengewogen

Der Rückgang der Nachfrageelastizität für eigene Verkehrsmittel zwischen 1964 und 1974 könnte folgende Gründe haben. 1974 war das statistisch errechenbare Sättigungsniveau höher als zehn Jahre vorher. Nach groben Berechnungen war 1974 der Sättigungsgrad<sup>24)</sup> rund dreimal so hoch wie 1964. Außerdem führte die Energiekrise mit den starken Preissteigerungen und der Angst vor Verknappungserscheinungen bei Treibstoffen zu einer Umschichtung<sup>25)</sup> von Käufen großer, teurer Autos, die vorwiegend auf die oberen Einkommensschichten entfallen, zu kleineren, benzinsparenden und billigeren Typen. Der Elastizitätswert ist daher keine reine Einkommensreaktion, sondern auch durch die Preisentwicklung für Kraftstoff bestimmt. Auf Grund dieser Entwicklung war auch die Differenz in den Ausgabenanteilen zwischen der untersten und der obersten Ausgabenstufe 1974 geringer als 1964. Die Zunahme der Einkommenselastizität für Erholung und Unterhaltung dürfte zumindest teilweise mit der Änderung der Urlaubs- und Reisegewohnheiten der Österreicher zusammenhängen. Dafür sprechen die Ergebnisse von

<sup>24)</sup> Zu diesem Zweck wurden logarithmisch-inverse Engelkurven geschätzt, bei denen sich die Nachfrage bei steigendem Einkommen asymptotisch einem Sättigungswert nähert. Aus der Gegenüberstellung von Sättigungswert und tatsächlichem Verbrauch ergibt sich der Sättigungsgrad

<sup>25)</sup> Vgl. Monatsberichte 3/1975 S. 126

zwei Mikrozensusserhebungen<sup>26)</sup>. Danach ist allein von 1969 bis 1975<sup>27)</sup> der Anteil der Personen mit mehr als einer Reise (+97%) sowie mit Flugreisen (+136%), die hauptsächlich den oberen Einkommensschichten zugeordnet werden können, stärker als die durchschnittliche Reiseintensität (+34%) gestiegen. Der Anteil der Personen mit nur einer Reise, die eher den unteren Stufen angehören dürften, hat dagegen unterdurchschnittlich zugenommen (+15%). Daraus kann man den Schluß ziehen, daß die Urlaubsausgaben zwischen 1969 und 1975 in den oberen Einkommensklassen stärker gestiegen sind als in den unteren und die Elastizität daher zugenommen hat<sup>28)</sup>. Im Zeitraum 1964 bis 1974 dürfte dieser Trend noch stärker ausgeprägt sein

Infolge dieser Entwicklung der Elastizitäten ist auch die Spanne zwischen höchster und niedrigster Elastizität 1974 (2 315) geringer geworden als 1964 (2 592). Das dürfte auf den allgemein höheren Lebensstandard im Jahre 1974 zurückzuführen sein, der Güter des gehobenen Bedarfs einer breiteren Schicht zugänglich macht. Dies bestätigen auch die geschätzten höheren Sättigungsgrade in diesen Verbrauchsgruppen

#### Einfluß der übrigen Faktoren

Auf Grund der Erhebungslücken und der Probleme bei der Hochrechnung läßt sich der Einfluß der Haushaltgröße, der sozialen Stellung sowie des Alters nur schwer erfassen, auch wenn man Bereinigungen (vom Einkommenseinfluß) versucht. Um z. B. die Wirkung der Größe und Zusammensetzung des Haushaltes (Haushaltstyp) auf den Verbrauch exakt zu ermitteln, müßten Konsumeinheitenskalen (Umrechnung auf Vollpersonen) herangezogen werden. Da das Hochrechnungsverfahren aber Erwachsene und Kinder gleichsetzt, ist eine solche Berechnung nicht möglich. Altersbedingte Verzerrungen könnten durch das verwendete Hochrechnungsverfahren nur über die Korrelation der Größe bzw. der sozialen Zugehörigkeit eines Haushaltes mit dem Alter seines Vorstandes ausgeglichen werden. Die berechneten Korrelationskoeffizienten sind aber so niedrig (durchschnittlich 0,6), daß Erhebungslücken kaum planiert worden sein können. In den sozialen Schichten dürfte

<sup>26)</sup> Vgl. *Österreichisches Statistisches Zentralamt*. Urlaubsreisen der österreichischen Bevölkerung im Fremdenverkehrsjahr 1968/69; Beiträge zur österreichischen Statistik Heft 293, Wien 1972. Reisegewohnheiten der Österreicher im Jahre 1975. Beiträge zur österreichischen Statistik Heft 440, Wien 1976

<sup>27)</sup> Vor 1969 gab es keine Mikrozensusserhebungen

<sup>28)</sup> Die Behauptung, daß in den höheren Einkommensklassen relativ mehr für Urlaub ausgegeben wurde, läßt sich auch mit diesen Mikrozensussergebnissen nicht direkt beweisen, weil die Urlaubsausgaben nicht nach Einkommensklassen gegliedert wurden

wegen der hohen Ausfälle insbesondere bei den Selbständigen und den Pensionisten eine nichtrepräsentative Stichprobe hochgerechnet worden sein. Aus diesen Gründen lieferten die Regressionen für manche Verbrauchsgruppen unbrauchbare Ergebnisse. So ergab sich z. B. für die Pensionisten in der Verbrauchsgruppe Gesundheitspflege eine ziemlich unwahrscheinliche negative Einkommenselastizität.

Die Analyse der Ausgabenstruktur ergibt aber auch sehr plausible Ergebnisse. Größere Haushalte geben in der Regel mehr aus als kleinere, nur steigen die Ausgaben nicht proportional mit der Kopffzahl, d. h., die Ausgaben pro Kopf sinken. Haushalte, in denen bis zu drei Personen leben, verbrauchen pro Kopf etwa 1 1/2 mal soviel wie Haushalte mit mehr als drei Personen. Dieser Verarmungseffekt der Haushaltsgröße (bei gegebener Verdienerezahl) führt dazu, daß in großen Haushalten für Grundbedürfnisse relativ mehr, für Güter des gehobenen Bedarfs dagegen weniger aufgewendet wird als in kleinen. So wurden z. B. in Haushalten mit 2 Erwachsenen und 3 Kindern 29% der Gesamtausgaben für Ernährung verwendet gegenüber nur 24% in Haushalten mit 2 Erwachsenen und 1 Kind, während der Anteil der Ausgaben für eigene Verkehrsmittel in den verglichenen Haushaltstypen von 10% auf 12% stieg

Die Unterschiede in der Struktur der Verbrauchsausgaben der einzelnen sozialen Schichten lassen sich zum Großteil durch die unterschiedliche Höhe der Einkommen erklären. Schaltet man die Einkommensunterschiede dadurch weitgehend aus, daß man Haushalte mit annähernd gleichem Einkommen (Gesamtausgaben) pro Kopf, aber verschiedener sozialer Zugehörigkeit, vergleicht, so sind die Schwankungen<sup>29)</sup> der Ausgabenanteile zwischen den einzelnen sozialen Schichten in den meisten Verbrauchsgruppen geringer als beim kumulierten Einfluß (Gesamteinfluß der sozialen Stellung).

Das Alter des Haushaltsvorstandes wirkt sich vor allem auf die Käufe von dauerhaften Konsumgütern aus. So war der Anteil der Ausgaben für Verkehr und Post in der Altersgruppe von 20 bis 49 Jahren, wo der Drang zur Motorisierung besonders groß ist, überdurchschnittlich hoch. Ab dem 50. Lebensjahr waren dagegen die relativen Aufwendungen unterdurchschnittlich gering.

#### Zusammenfassung

Der repräsentative Charakter der Konsumerhebung 1974 wurde durch die hohen Ausfälle beeinträchtigt. Das Österreichische Statistische Zentralamt ver-

<sup>29)</sup> Als Maß für diese Schwankungen wurde die Differenz zwischen höchstem und niedrigstem Ausgabenanteil in der entsprechenden Verbrauchsgruppe der einzelnen sozialen Gruppen gewählt



suchte dies mit Hilfe eines Hochrechnungsverfahrens auszugleichen, das allerdings teilweise die Strukturen der verzerrten Stichprobe auf die Grundgesamtheit übertragen mußte. Aus diesem Grund sind die Ergebnisse der Konsumerhebung vorsichtig zu interpretieren.

Die in dieser Studie geschätzten Einkommenselastizitäten sind relativ gut gesichert, zumal die Berechnung nach zwei voneinander unabhängigen Arten erfolgte und außerdem auf mögliche zufällige (nicht aber systematische) Verzerrungen hingewiesen wurde. Die im Vergleich zu 1964 abweichenden Elastizitäten für eigene Verkehrsmittel sowie Erholung und Unterhaltung lassen sich durchaus plausibel erklären. Die Verringerung des Abstandes zwischen höchster und niedrigster Elastizität zwischen 1964 und 1974 sowie die für 1974 berechneten höheren Sättigungsgrade

deuten darauf hin, daß infolge des höheren durchschnittlichen Einkommensniveaus vor allem Güter des gehobenen Bedarfs einer breiteren Schicht zugänglich wurden.

Der Einfluß der übrigen Faktoren (Haushaltsgröße, soziale Stellung sowie Alter des Haushaltsvorstandes) läßt sich nur sehr grob erfassen. Die Ergebnisse stimmen trotzdem weitgehend mit theoretischen Vorstellungen überein. Eine Gegenüberstellung von Konsumerhebung und volkswirtschaftlicher Gesamtrechnung müßte aus definitorischen Gründen nach den Ergebnissen der Konsumerhebung einen höheren Verbrauch pro Kopf ergeben als nach der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung 1974 war es aber wegen der Unterschätzung der hochgerechneten Verbrauchsausgaben umgekehrt.

Michael Wüger

## Anhang

### Berechnung des Verzerrungsfaktors der Einkommenselastizität

Ist  $b_1$  der geschätzte durchschnittliche prozentuelle Fehler des Verbrauches für ein bestimmtes Gut  $j$ , so ergibt sich der tatsächliche Verbrauch ( $Y_{ij}$ ) aus dem durch den Fehler verzerrten ( $\hat{Y}_{ij}$ ) in der  $i$ -ten Ausgabestufe näherungsweise durch die Transformation

$$(1) \quad Y_{ij} \doteq \hat{Y}_{ij}(1 + b_1).$$

Analog lassen sich die Gesamtausgaben durch

$$(2) \quad X_{ij} \doteq \hat{X}_{ij}(1 + a_1)$$

erfassen, wobei  $a_1$  der durchschnittliche prozentuelle Fehler der Gesamtausgaben ist. Drückt man die Fehler im Exponenten aus, so erhalten die Transformationen (1) und (2) die Form

$$(3) \quad Y_{ij} \doteq \hat{Y}_{ij}^{(1 + b_2)}$$

bzw.

$$(4) \quad X_{ij} \doteq \hat{X}_{ij}^{(1 + a_2)},$$

wobei  $b_2$  ( $a_2$ ) von  $b_1$  ( $a_1$ ) abhängig ist<sup>30)</sup>. Die tatsächliche Elastizität ( $\beta_j$ ) für ein bestimmtes Gut ergibt sich durch Schätzung mit Hilfe einer doppelt-logarithmischen Funktion der Form

$$(5) \quad \ln Y_{ij} = \alpha_j + \beta_j \ln X_{ij}$$

aus

$$(6) \quad \beta_j = \frac{N \sum_i \ln Y_{ij} \ln X_{ij} - \sum_i \ln X_{ij} \sum_i \ln Y_{ij}}{N \sum_i (\ln X_{ij})^2 - \sum_i \ln X_{ij} \sum_i \ln X_{ij}} \quad 31)$$

Für die verzerrte Elastizität  $\hat{\beta}_j$  gilt analog

$$(7) \quad \hat{\beta}_j = \frac{N \sum_i \ln \hat{Y}_{ij} \ln \hat{X}_{ij} - \sum_i \ln \hat{X}_{ij} \sum_i \ln \hat{Y}_{ij}}{N \sum_i (\ln \hat{X}_{ij})^2 - \sum_i \ln \hat{X}_{ij} \sum_i \ln \hat{X}_{ij}}$$

Setzt man für  $Y_{ij}$  und  $X_{ij}$  die Formeln (3) bzw. (4) ein und berücksichtigt die Rechenregeln für den Logarithmus, so erhält man

$$(8) \quad \ln Y_{ij} = (1 + b_2) \ln \hat{Y}_{ij}$$

<sup>30)</sup>  $b_2$  drückt  $\ln(1 + b_1)$  in Prozent von  $\ln \hat{Y}_{ij}$  aus. Analoges gilt für  $a_2$ .

<sup>31)</sup> Vergleiche z. B. H. Schneeweiß *Ökonometrie* Würzburg - Wien 1974

bzw.

$$(9) \quad \ln X_{ij} = (1 + a_2) \ln \hat{X}_{ij}$$

Mit Hilfe dieser Ergebnisse [(8) und (9)] ergibt sich aus Gleichung (4)

$$(10) \quad \beta_j = \lambda \hat{\beta}_j$$

mit

$$(11) \quad \lambda = \frac{1 + b_2}{1 + a_2}$$

Je näher  $\lambda$  bei 1 ist, desto geringer ist also die Verzerrung.  $\lambda$  läßt sich auch in der Form

$$(12) \quad \lambda = 1 + \gamma$$

schreiben, wobei  $\gamma$  den Prozentsatz der Verzerrung von  $\hat{\beta}_j$  angibt. Kleinere Fehlerschwankungen  $\varepsilon_b$  ( $\varepsilon_a$ ) von  $b_1$  ( $a_1$ ) wirken sich kaum auf den Verzerrungsfaktor aus, da  $\frac{\ln(1 + b_1)}{\ln(1 + a_1)}$  ungefähr gleich

$$\frac{\ln(1 + b_1 + \varepsilon_b)}{\ln(1 + a_1 + \varepsilon_a)}$$
 ist.