

**MONATSBERICHTE DES
ÖSTERREICHISCHEN INSTITUTES
FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG**

XXXII. Jahrgang

Beilage Nr. 57

Februar 1959

**Einkommenselastizitäten im
österreichischen Konsum**

**Ökonometrische Untersuchungen zur österreichischen
Konsumerhebung 1954/55**

WIEN 1959

IM SELBSTVERLAGE DES ÖSTERREICHISCHEN INSTITUTES FÜR
WIRTSCHAFTSFORSCHUNG, WIEN, I., HOHER MARKT 9

Einkommenselastizitäten im österreichischen Konsum

Ökonometrische Untersuchungen zur österreichischen
Konsumerhebung 1954/55

Gliederung

	Seite
Ausgabenelastizitäten	4
Homogenitätstests	14
Qualitätselastizitäten	15
Quantitätselastizitäten	15
Internationale Vergleiche	16

Einkommenselastizitäten im österreichischen Konsum

Ökonometrische Untersuchungen zur österreichischen Konsumerhebung 1954/55

von

Gerhard Tintner

Professor der Nationalökonomie, Mathematik und Statistik, Iowa State College, Ames, Iowa, USA
Gastprofessor für Ökonometrie, Universität Wien 1956/57

Im Jahre 1954 hat die „Forschungsstelle zur Aufstellung volkswirtschaftlicher Bilanzen“ zum ersten Male in Österreich eine breitgestreute Erhebung über die Verbrauchsgewohnheiten in den privaten Haushalten der städtischen Bevölkerung durchgeführt. Die in aller Ausführlichkeit publizierten Erhebungsergebnisse bieten ein reiches Rohmaterial für weitergehende Untersuchungen, insbesondere für die Gewinnung von Einkommens- (genauer: Ausgaben-) elastizitäten der Nachfrage der privaten Haushalte.

Bekanntlich ist die Zusammensetzung des Verbrauches eines Haushaltes wesentlich von der Höhe seines Einkommens bestimmt; ändert sich dieses, so ändert sich auch die Verbrauchsstruktur. Ein bestimmter Einkommenszuwachs verursacht somit verschieden hohe Zuwächse im Verbrauch einzelner Güter. Diese Elastizität der Nachfrage nach einzelnen Gütern gegenüber Einkommensveränderungen kann aus einer nach Einkommensstufen gegliederten Konsumerhebung (mit den diesen eigentümlichen Verbrauchsstrukturen), dann errechnet werden, wenn unterstellt werden darf, daß ein Haushalt einer bestimmten Einkommensstufe beim Aufrücken in die nächst höhere Einkommensstufe seine Verbrauchsstruktur genau so gestaltet, wie jene Haushalte, die sich schon früher (nämlich bei Durchführung der Erhebung) in dieser Einkommensstufe befunden haben. Diese Annahme glaubt man bei gleichbleibenden Preisen in Anbetracht der relativen Konstanz der Verbrauchsgewohnheiten machen zu können. Damit gewinnen die Einkommenselastizitäten aber auch prognostische Bedeutung, da sie erlauben, über kürzere Zeiträume vorauszuschätzen, wie die Haushalte ihren Verbrauch umstellen werden, wenn sich das Einkommensniveau ändert.

Erwägungen dieser Art veranlaßten das Institut, eine Untersuchung anzuregen, die im Jahre 1957 unter Leitung von Prof. Gerhard Tintner, damals Gastprofessor an der Universität Wien, durchgeführt wurde und deren Ergebnisse, nämlich Wert-, Qualitäts- und Quantitätselastizitäten der Nachfrage gegenüber den Gesamtausgaben, in der folgenden Studie mitgeteilt werden. Die Ergebnisse der insgesamt 310 Einzelanalysen sind mit fünf Dezimalstellen und mit zwei Konfidenzbereichen (statistischen Fehlergrenzen) ausgewiesen worden, um Interessenten weitere Rechnungen ohne Rückgriff auf das Urmaterial der Erhebung zu ermöglichen. Eine wirtschaftspolitische Interpretation der Ergebnisse wird mit weit geringerer Genauigkeit das Auslangen finden. Sie hätte dafür auf die selbstverständlich nicht immer gleichmäßige Qualität der Erhebungsergebnisse selbst Bedacht zu nehmen, insbesondere bezüglich der Unterschiede zwischen den vier sozialen Gruppen, worauf in dieser ökonometrischen Studie absichtlich nicht eingegangen wurde.

Zur Darstellung des funktionellen Zusammenhangs zwischen den Ausgaben für ein bestimmtes Gut und den Gesamtausgaben bzw. dem Einkommen (Engel-Kurven) sind in der Literatur die verschiedensten Formeltypen (lineare

und nichtlineare) verwendet worden, für deren Wahl entweder bestimmte theoretische Grundannahmen oder die Güte der Anpassung an das gegebene statistische Material maßgebend waren. In dieser Studie wurde durchwegs eine doppeltlogarithmische Funktion angenommen und den Berechnungen zugrunde gelegt, und zwar teils aus arbeitsökonomischen Gründen, teils weil dadurch die beste Vergleichbarkeit mit analogen skandinavischen und englischen Berechnungen gesichert war.

Die Rechenarbeiten wurden vom Mitarbeiter des Österreichischen Institutes für Wirtschaftsforschung Dipl. Ing. Franz Glinsner durchgeführt

Ausgabenelastizitäten

Auf Grund der Konsumerhebung unter der städtischen Bevölkerung Österreichs 1954/55¹⁾ war es möglich, die Elastizitäten der Ausgaben verschiedener Verbrauchsgruppen in Bezug auf die Gesamtausgaben der städtischen Bevölkerung zu berechnen. Die verwendete Formel lautet:

$$v_i = a_i + b_i v_0$$

wobei v_i den Logarithmus der Ausgaben je Kopf für eine bestimmte Verbrauchsgruppe und v_0 den Logarithmus der Gesamtausgaben je Kopf bezeichnet

Unsere Berechnung beruht auf der klassischen Methode der kleinsten Quadrate²⁾. Dann ist b_i der Regressionskoeffizient; er gibt uns eine Schätzung der Elastizität der Ausgaben für das Gut i in Bezug auf die Gesamtausgaben. Da die Daten nur als Mittelwerte gewisser Gruppen vorliegen, werden die Quadrate, Produkte usw. mit der Zahl der in der Gruppe erfaßten Familien gewogen³⁾

Die Stichprobe umfaßt insgesamt 7.019 von 9.570 angesprochenen Haushalten. Von den Haushaltsvorständen sind 841 Selbständige, 2.262 Angestellte und Beamte, 1.727 Arbeiter und 2.189 Pensionisten und Rentner.

Die berechneten Elastizitäten müssen sorgfältig interpretiert werden. Wenn die Elastizität für die Ausgaben für Gut i durch den nach der Methode

der kleinsten Quadrate berechneten Regressionskoeffizienten b_i ausgedrückt werden soll, müssen folgende Annahmen größtenteils zutreffen: *Erstens* muß die unserem Modell unterliegende Grundannahme wenigstens im großen und ganzen berechtigt sein. Die Engel-Kurven (welche die Beziehungen zwischen dem Verbrauch eines bestimmten Gutes und den Gesamtausgaben bzw. dem Einkommen ausdrücken) müssen wenigstens in erster Approximation (z. B. in der Umgebung der geometrischen Mittel der Variablen) durch Funktionen angenähert werden können, die linear in den Logarithmen sind. *Zweitens* muß angenommen werden, daß sich die Nutzenfunktionen nicht zu stark verändern. *Weiters* soll mit einer 1%igen Zunahme des Einkommens eine Zunahme der Gesamtausgaben, *ceteris paribus*, um ungefähr 1% einhergehen. „*Ceteris paribus*“ bedeutet hier, daß sich die wirtschaftlichen Bedingungen gegenüber dem Erhebungszeitpunkt nicht zu sehr verändert haben (z. B. keine starke Zunahme der Arbeitslosigkeit, Zuwanderung oder Abwanderung, Veränderung des Altersaufbaues der Bevölkerung usw., insbesondere aber, daß die Preise unverändert bleiben). Unter diesen Voraussetzungen können wir die Ausgaben- (bzw. Einkommens-)elastizitäten schätzen. Sie besagen, daß eine Steigerung der Gesamtausgaben (und des Einkommens) um 1% eine Steigerung der Ausgaben für Gut i um etwa b_i % nach sich zieht.

Die erste Tabelle, die sich auf die Stichprobe für die gesamte städtische Bevölkerung bezieht, enthält in der Vorspalte die Verbrauchsgruppen und in der zweiten die Elastizitäten in Bezug auf die Gesamtausgaben. Diese müssen folgendermaßen interpretiert werden:

Unter der Annahme, daß die Gesamtausgaben der städtischen Bevölkerung in Österreich *ceteris paribus* (besonders bei konstanten Preisen) um 1% steigen, kann erwartet werden, daß die Ernährungsausgaben um etwa 0,46% steigen, die Ausgaben für Rauchwaren um etwa 0,88% usw. Da für die betrachteten Einkommensgruppen Ausgaben und

¹⁾ *Forschungsstelle zur Aufstellung volkswirtschaftlicher Bilanzen*, Der Verbrauch der städtischen Bevölkerung Österreichs, Ergebnisse der Konsumerhebung 1954/55. Herausgegeben vom Österreichischen Statistischen Zentralamt und dem Österreichischen Institut für Wirtschaftsforschung, Wien 1956.

²⁾ B. L. van der Waerden, *Mathematische Statistik*, Berlin, Springer 1951, S. 124 ff.

³⁾ S. J. Prais und J. Aitchison, *The Grouping of Observations in Regression Analysis*, *Revue de l'Institut International de Statistique*, Bd. 22, 1954, S. 1 ff. — S. J. Prais und H. S. Houthakker, *The Analysis of Family Budgets*, Cambridge, Cambridge University Press 1955, S. 59 ff. — L. Schmetterer, *Einführung in die mathematische Statistik*, Wien, Springer 1956, S. 286 ff.

um 1% steigen, dann werden mit einer Wahrscheinlichkeit von 99% *ceteris paribus* (besonders bei konstanten Preisen) die Ernährungsausgaben um mindestens 0,43% und um höchstens 0,50% zunehmen.

Die letzte Spalte der Tabelle bringt die Standardfehler der geschätzten Elastizitäten.

In Tabelle 2 wurden die Verbrauchsgruppen nach steigender Einkommenselastizität geordnet. Offensichtlich haben die einfachen Lebensbedürfnisse (Miete, Ernährung, Beleuchtung) sehr kleine Einkommenselastizitäten, die Luxusbedürfnisse (Wohnungseinrichtung, häusliche Dienste, eigene Verkehrsmittel) aber sehr hohe.

Die Tabelle 3 läßt erkennen, daß einige Nahrungsmittel eine negative Einkommenselastizität aufweisen. Nehmen wir wieder an, daß die Gesamtausgaben der städtischen Bevölkerung Österreichs um 1% steigen, dann werden im Durchschnitt *ceteris paribus* etwa die Ausgaben für Weißbrot um rund 0,15% steigen, die für Schwarzbrot aber um 0,08% fallen.

Wenn mit steigendem Einkommen der Verbrauch eines Gutes *ceteris paribus* (d. h. bei unveränderter Nutzenfunktion und konstantem Preis) fällt, nennt man dieses Gut mit *Hicks inferior*. Nach unserer Tabelle sind die folgenden Güter inferior:

Schwarzbrot, Weizenmehl, Maiserzeugnisse, Grieß, Pferdefleisch, Speckfilz, Margarine, Vollmilch, Ersatzkaffee

Allerdings zeigen statistische Tests, daß mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% (Spalte 6) die Hypothese¹⁾ einer negativen Einkommenselastizität nur für Weizenmehl und Ersatzkaffee aufrecht erhalten werden kann. Bei den anderen Gütern ist es möglich, daß die Ausgaben für sie im wesentlichen von den Gesamtausgaben (Einkommen) unabhängig sind. Weizenmehl und Ersatzkaffee sind auch mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1% inferiore Güter.

Die *Korrelationskoeffizienten* und der statistische Test (Spalten 3 und 4) lassen erkennen, daß die folgenden Einkommenselastizitäten nicht signifikant sind, d. h. mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% nicht von Null verschieden sind:

Schwarzbrot, Reis, Maiserzeugnisse, Grieß, Schweinefleisch, Schaf- und Ziegenfleisch, Pferdefleisch, Schmalz, Speckfilz, Margarine, Vollmilch, Magermilch, Topfen, Hülsenfrüchte, Nüsse, Mohn usw., Zucker, sonstige alkoholische Getränke

Tabelle 4

Einkommenselastizitäten für die einzelnen Ernährungsgruppen

Ernährungsgruppen	Einkommenselastizität
1 Ersatzkaffee	- 0 31969
2 Pferdefleisch	- 0 19307
3 Speckfilz	- 0 16524
4 Weizenmehl	- 0 11957
5 Schwarzbrot	- 0 08152
6 Maiserzeugnisse	- 0 03401
7 Grieß	- 0 02890
8 Vollmilch	- 0 01915
9 Margarine	- 0 00199
10 Schmalz	0 04690
11 Zucker	0 06022
12 Topfen	0 06393
13 Hülsenfrüchte	0 07394
14 Schweinefleisch	0 10869
15 Reis	0 11961
16 Schaf- und Ziegenfleisch	0 14798
17 Weißbrot	0 15114
18 Speisöl	0 16090
19 Faschiertes	0 19586
20 Karoffel	0 20140
21 Teigwaren	0 22383
22 Suppenknochen	0 26698
23 Eier	0 28038
24 Frisch- und Gefriergemüse	0 29666
25 Speisezutaten	0 34978
26 Kakao	0 36868
27 Rindfleisch	0 40773
28 Konservenfleisch	0 43264
29 Kunstspeisefette	0 43433
30 Sonstige alkoholische Getränke	0 46417
31 Frische Fische, Schalentiere	0 50458
32 Wurstwaren	0 56622
33 Magermilch	0 57329
34 Tee und Ersatztee	0 57344
35 Kalbfleisch	0 57451
36 Anderes Frischobst	0 59139
37 Sonstige Milch	0 59630
38 Innereien	0 62787
39 Sonstige Nahrungsmittel	0 67134
40 Butter	0 67481
41 Käse	0 68889
42 Schinken	0 69352
43 Bier	0 69608
44 Bienenhonig	0 77713
45 Sonstiges Brot	0 80183
46 Bohnenkaffee	0 85533
47 Südfrüchte	0 88127
48 Marmelade, Jam	0 91796
49 Zuckerwaren	0 93164
50 Konservenfische	0 95262
51 Rahm und Obers	0 98732
52 Liköre, Schnäpse usw.	0 99624
53 Sonstiges Mehl	1 04383
54 Nüsse, Mohn usw.	1 04662
55 Nichtalkoholische Getränke	1 17623
56 Konditoreiwaren	1 17803
57 Mahlzeiten außer Haus	1 19716
58 Gemüse, Obst konserviert	1 22738
59 Sirup, Kunsthonig	1 27788
60 Alle Weinsorten	1 34219
61 Geflügel, Wild	1 42559
62 Schokoladewaren	1 49962

Es scheint, daß die Ausgaben der österreichischen städtischen Bevölkerung für die genannten Güter nicht wesentlich von den Gesamtausgaben (und daher auch vom Einkommen) abhängen.

Die 95%-Vertrauensgrenzen der Elastizitäten (Spalte 6) müssen so interpretiert werden:

¹⁾ B. L. van der Waerden, op. cit. S. 221 ff.

Elastizitäten signifikant. Die Ausgaben für Miete u ä scheinen daher nicht wesentlich vom Einkommen der Pensionisten und Rentner abzuhängen Das erklärt sich wieder aus den besonderen Verhältnissen auf dem österreichischen Wohnungsmarkt

Neben den umfassenden Verbrauchsgruppen haben wir die Einkommenselastizitäten auch für einige ausgewählte Lebensmittel, getrennt nach sozialen Gruppen, berechnet (Tab. 9 bis 12).

In der Gruppe der Selbständigen haben Vollmilch und Schwarzbrot negative Elastizitäten. Allerdings sind die berechneten Elastizitäten in keinem Falle mit einer 5%igen Fehlerwahrscheinlichkeit signifikant Daher ist es durchaus möglich, daß diese Güter Einkommenselastizitäten haben, die nicht wesentlich von Null verschieden sind Die statistischen Tests lassen mit einer Wahrscheinlichkeit von über 95% folgende Hypothese zu: Wenn *ceteris paribus* (besonders konstante Nutzenfunktionen und Preise) das Einkommen (bzw. die Gesamtausgaben) der Selbständigen unter der österreichischen städtischen Bevölkerung um 1% steigt, dann ist es durchaus möglich, daß sich die Ausgaben für Vollmilch und Schwarzbrot nicht verändern.

Auch die (positiv geschätzten) Einkommenselastizitäten für Zucker und Mahlzeiten außer Haus sind mit einer 5%igen Fehlerwahrscheinlichkeit statistisch nicht signifikant: Wenn unter ähnlichen Bedingungen wie oben angedeutet die Gesamtausgaben der Selbständigen in der städtischen Bevölkerung Österreichs um 1% steigen, werden sich auch die Ausgaben für Zucker und Mahlzeiten außer Haus nicht wesentlich verändern.

Dagegen ergeben unsere statistischen Tests, daß die Einkommenselastizitäten aller anderen ausgewählten Lebensmittel positiv und statistisch mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% von Null verschieden sind Wenn wir die einzelnen Lebensmittel nach ihren geschätzten Elastizitäten ordnen und mit der kleinsten beginnen, erhalten wir folgende Reihung: Schweinefleisch, Weißbrot, Gebäck und Brösel, Eier, Wurstwaren, Frisch- und Gefriergemüse, Butter, Rindfleisch, Frischobst. Im wesentlichen ergibt sich also auch für die Gruppe der Selbständigen unter der städtischen Bevölkerung, daß lebensnotwendige Lebensmittel kleine Elastizitäten haben, Luxusbedürfnisse befriedigende Lebensmittel aber hohe Einkommenselastizitäten.

Tabelle 10

Einkommenselastizitäten für einzelne Lebensmittel nach der Konsumerhebung 1954/55 in Österreich, aufgegliedert nach sozialer Stellung

Gruppe 2: Angestellte und Beamte

Table with 9 columns: Lebensmittel, Kode-Nr, Einkommenselastizität b, Korrelations-K r, t_r, t_b, Konfidenzgrenzen von b (95%, 99%), and b/t_b. Rows include items like Vollmilch, Mahlzeiten außer Haus, Wurstwaren, etc.

Mit der gleichen Auswahl von Lebensmitteln betrachten wir nun die Einkommenselastizitäten für die soziale Gruppe der Angestellten und Beamten in der städtischen österreichischen Bevölkerung. Auch hier weist Schwarzbrot eine negative Einkommenselastizität auf; diese ist aber auch mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1% statistisch signifikant Daher ist Schwarzbrot bei den Angestellten sehr wahrscheinlich ein inferiores Gut Nehmen wir an, daß *ceteris paribus* (besonders unveränderte Nutzenfunktion und konstanter Preis) die Gesamtausgaben der Angestellten unter der städti-

schen österreichischen Bevölkerung um 1% zunehmen, dann werden die Ausgaben für Schwarzbrot um etwa 0 13% abnehmen. Die Hypothese, daß der Verbrauch abnimmt und nicht zunimmt, kann mit einer Wahrscheinlichkeit von 99% nicht verworfen werden.

Von den übrigen (ausnahmslos positiven) Einkommenselastizitäten sind die für Vollmilch, für Schweinefleisch und die für Weißbrot, Gebäck und Brösel statistisch nicht signifikant; daher ist die Hypothese mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% nicht von der Hand zu weisen, daß *ceteris*

milch und Schwarzbrot negative Einkommenselastizitäten. Allerdings ist nur die Einkommenselastizität für Vollmilch mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% statistisch signifikant. Vollmilch scheint daher für die Pensionisten und Rentner ein inferiores Gut zu sein. Die Hypothese, daß bei steigendem Einkommen der Pensionisten und Rentner *ceteris paribus* (besonders konstante Nutzenfunktionen und Preise) die Ausgaben für Vollmilch fallen werden kann mit einer Wahrscheinlichkeit von 95% nicht verworfen werden

Dagegen ist die negativ geschätzte Einkommenselastizität für Schwarzbrot mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% statistisch nicht signifikant; es ist daher durchaus möglich, daß eine Erhöhung der Gesamtausgaben der Pensionisten und Rentner *ceteris paribus* keine wesentliche Änderung ihrer Ausgaben für Schwarzbrot bewirkt

Von den übrigen ausgewählten Lebensmitteln haben auch Schweinefleisch und Zucker, deren Einkommenselastizitäten positiv geschätzt wurden, Elastizitäten, die mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% nicht signifikant von Null verschieden sind. Es ist also durchaus möglich, daß auch hier eine Erhöhung der Gesamtausgaben *ceteris paribus* keine wesentliche Änderung der Ausgaben für diese Güter nach sich zieht.

Ordnen wir schließlich die übrigen Lebensmittel nach der Größe der geschätzten Einkommenselastizitäten, so erhalten wir folgende Reihung: Weißbrot, Gebäck und Brösel, Frisch- und Gefriergemüse, Eier, Rindfleisch, Frischobst, Wurstwaren, Butter, Mahlzeiten außer Haus. Wieder haben die lebensnotwendigen Lebensmittel kleine Elastizitäten, die Lebensmittel, die Luxusbedürfnisse befriedigen, dagegen hohe Einkommenselastizitäten.

Signifikanz der Unterschiede der Einkommenselastizitäten nach den vier Gruppen der sozialen Stellung
(Konsumerhebung 1954/55 in Österreich)

Verbrauchsgruppen	Kode-Nr.	F ¹⁾	Allgem. Untersch. signifikant (s) od. nichtsignifikant (n s)		Signifikanter Unterschied zwischen den einzelnen Gruppen	
			5%	1%	5%	1%
1 Rauchwaren und Zubehör	120 701	2 86284	s.	n s.		
2 Miete, Grundsteuer usw	100 101	2 27468	n s.	n s.		
3 Sonst. Aufwendungen für die Wohnung	100 401	1 05532	n s.	n s.		
4 Wohnungseinrichtung	100 301	2 25635	n s.	n s.		
5 Haushaltartikel	100 302	1 58640	n s.	n s.		
6 Beleuchtung, Beheizung	100 201	2 08676	n s.	n s.		
7 Bekleidung Leibwäsche	110 101	1 25669	n s.	n s.		
8 Schuhe	110 102	2 36561	n s.	n s.		
9 Sonstige Wäsche	110 103	1 24746	n s.	n s.		
10 Reinigung von Kleidung und Wäsche	110 201	0 91731	n s.	n s.		
11 Gesundheitspflege	120 101	2 65490	n s.	n s.		
12 Körperpflege	120 201	9 06229	s.	s.	II, IV u. III, IV	II IV u III, IV II IV: FG ³⁾ =20 t ⁴⁾ =4 29702; III, IV: FG=15 t=5 64729
13 Unterricht und Bildung	120 501	2 88392	s.	n s.	III, IV	III IV: FG =19 t =2 26639
14 Erholung u. Unterhaltung	120 601	3 86982	s.	n s.	III, IV	III, IV: FG =19, t =2 82501
15 Eigene Verkehrsmittel	120 801	1 99320	n s.	n s.	I, II	I, II: FG =18, t =2 98803
16 Fremde Verkehrsmittel	120 802	3 89237	s.	n s.	I, IV u III, IV	I, IV: FG =18 t =2 81727; III, IV: FG=18, t=3 21216
17 Geschenke Spenden	120 901	8 82224	s.	s.	II, IV	II, IV: FG =16. t =2 12894
18 Mitgliedsbeiträge	120 401	4 73144	s.	s.	I, III u II, IV u III, IV	I III: FG =13 t =2 41499; II, IV: FG=19, t=2 58332; III, IV: FG=19, t=4 02003
19 Häusliche Dienste	121 001	2 35144	n s.	n s.		
20 Sonstige Ausgaben	121 101	1 63988	n s.	n s.		
21 Ernährung	010 101— 090 101	1 84443	n s.	n s.		
22 Verbrauchsausgaben ohne Ernährung	121 102	2 14555	n s.	n s.		

¹⁾ F = *Snedecor's* F-Verteilung (Varianzanalysentest) — ²⁾ In den Gruppen 1, 15, 16 und 17 weichen die Aussagen über die Signifikanz der Unterschiede in der gesamten Gruppe und in den vier sozialen Untergruppen voneinander ab Gruppe I: Selbständige, II: Angestellte, III: Arbeiter IV: Pensionisten und Rentner. — ³⁾ FG = Freiheitsgrade — ⁴⁾ t = *Student's* t-Test.

Nun betrachten wir die Frage, ob es vom statistischen Standpunkt aus zwischen den verschiedenen sozialen Gruppen Unterschiede in den Einkommenselastizitäten für gegebene Verbrauchsgruppen gibt. Ein *Varianzanalysentest*¹⁾ erlaubt uns, die Hypothese statistisch nachzuprüfen, daß *kein* Unter-

schied zwischen den Einkommenselastizitäten der vier sozialen Gruppen besteht. Wenn wir eine Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% wählen, ist dies bei folgenden Verbrauchsgruppen der Fall: Miete, Grundsteuer usw., Wohnungsinstandhaltung und -reinigung, Wohnungseinrichtung, Haushaltartikel, Beleuchtung und Beheizung, Bekleidung und Leibwäsche, Schuhe, sonstige Wäsche, Reinigung von

¹⁾ A. Hald, *Statistical Theory with Engineering Applications*, New York, Wiley 1952, S. 579 ff.

Kleidern und Wäsche, Gesundheitspflege, eigene Verkehrsmittel, häusliche Dienste, sonstige Ausgaben sowie für die Sammelgruppen Ernährung und Verbrauchsausgaben ohne Ernährung.

Mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% ergibt der Varianzanalysentest für folgende Verbrauchsgruppen signifikante Differenzen: Rauchwaren und Zubehör, Unterricht und Bildung, Erholung und Unterhaltung, fremde Verkehrsmittel. Bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1% weichen die Einkommenselastizitäten verschiedener sozialer Schichten für die folgenden Verbrauchsgruppen bedeutend voneinander ab: Körperpflege, Geschenke, Spenden und Mitgliedsbeiträge.

Um den Unterschied zwischen zwei Elastizitäten statistisch nachzuprüfen, wurde eine Methode von *Welch*¹⁾ angewendet, die aber nur annähernd gilt. Daher stimmen die Ergebnisse des Varianzanalysentests und die des *t*-Tests (*Student-Test*) nicht immer überein.

Die Tests mit *Students t* ergeben signifikante Unterschiede zwischen den Einkommenselastizitäten verschiedener sozialer Gruppen in folgenden Fällen: bei *Körperpflege* zwischen Angestellten (0,82) und Arbeitern (0,76) einerseits und Pensionisten (1,33) andererseits mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1%; bei *Unterricht und Bildung* zwischen der Einkommenselastizität von Arbeitern (1,13) und Pensionisten (1,95) mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5%. *Erholung und Unterhaltung* zeigt einen Unterschied zwischen der Einkommenselastizität von Arbeitern (1,36) und Pensionisten (2,07) mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5%. Die Elastizität für *eigene Verkehrsmittel* zeigt einen Unterschied für Selbständige (5,29) und Angestellte (2,87). Dieser Unterschied ist signifikant mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1%. Die Einkommenselastizität für *fremde Verkehrsmittel* weicht für folgende soziale Gruppen bedeutend voneinander ab: Selbständige (0,51) sowie Arbeiter (0,45) einerseits gegenüber Pensionisten (1,10) auf der anderen Seite mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5%. Die Einkommenselastizitäten der *Geschenke und Spenden* weisen einen Unterschied auf, der zwischen den sozialen Gruppen der Angestellten (1,61) und Pensionisten (2,20) statistisch mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% signifikant ist. Schließlich zeigt auch die Einkommenselastizität für *Mitgliedsbeiträge* signifikante Differenzen für einzelne so-

ziale Gruppen: zwischen Angestellten (0,87) und Pensionisten (1,41) sowie zwischen Selbständigen (1,39) und Arbeitern (0,59) mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5%; zwischen Arbeitern (0,59) und Pensionisten (1,41) mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1%.

Homogenitätstests

Wenn die Elastizitäten für einzelne Verbrauchsgruppen berechnet wurden, bleibt noch zu überprüfen, ob die *einzelnen* Ausgaben je Kopf überhaupt von den *Gesamtausgaben je Kopf* abhängen. Hierzu nehmen wir einen Test auf Homogenität vor²⁾. Es seien w_i der Logarithmus der Ausgaben für die Verbrauchsgruppe i , w_0 die Gesamtausgaben und m die Zahl der Familienmitglieder. Wir berechnen die folgende Regressionsgleichung nach der Methode der kleinsten Quadrate:

$$w_i = e_i + f_i w_0 + g_i m.$$

Wenn Homogenität in bezug auf die Zahl der Familienmitglieder besteht, so ist zwischen den Koeffizienten folgende Beziehung:

$$f_i + g_i = 1.$$

Mittels einer Varianzanalyse kann man diese Hypothese statistisch nachprüfen³⁾.

Wir führen zuerst den Test für die Ernährungsausgaben der städtischen Bevölkerung in Österreich durch. Wenn wir die obige Gleichung empirisch mittels der Methode der kleinsten Quadrate berechnen, erhalten wir die Summe:

$$f + g = 1,09498.$$

Ein Varianzanalysentest zeigt, daß die Hypothese, die Summe der Regressionskoeffizienten $f + g$ in der Grundgesamtheit sei Eins, mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% abgelehnt, aber mit einer solchen von 1% nicht abgelehnt werden muß. Daher scheint sich die Hypothese zu bewahrheiten. Das bedeutet, daß die Ernährungsausgaben je Kopf praktisch von den Gesamtausgaben je Kopf abhängen. Die Einkommenselastizität der Ernährungsausgaben ist 0,47413. Nehmen wir an, daß *ceteris paribus* (Nutzenfunktionen und Preise konstant) die Gesamtausgaben je Kopf um 1% steigen, dann werden die Ernährungsausgaben je Kopf um nicht ganz 0,5% zunehmen.

Wir machen eine ähnliche Analyse für die Nicht-Ernährungsausgaben der städtischen Bevölke-

¹⁾ B. L. Welch, Further Note on Mrs. Aspin's Tables and on Certain Approximations to the Tabular Functions, *Biometrika*, Bd. 36, 1949, S. 293 ff. — A. Hald, op. cit. S. 573 ff.

²⁾ S. J. Prais und H. S. Houthakker, op. cit. S. 146 ff.

³⁾ G. Tintner, *Econometrics*, New York, Wiley 1952, S. 89 ff.

Tabelle 15
Österreichische Konsumerhebung 1954/55: Quanti-
tätselastizitäten für einige Ernährungsgruppen

Verbrauchsausgaben für	Kode-Nr	Quantitätselastizität
1 Konditoreiwaren	010 201	1 00722
2 Weizenmehl	010 301	- 0 13659
3 Rindfleisch	020 101	0 34271
4 Schweinefleisch	020 102	0 09064
5 Kalbfleisch	020 104	0 52480
6 Schinken	020 106	0 57104
7 Wurstwaren	020 108	0 36657
8 Konservenfleisch	020 109	0 16418
9 Schmalz	030 101	- 0 00034
10 Margarine	030 201	- 0 00982
11 Kunstspeisefette	030 301	0 33041
12 Käse	040 501	0 62911
13 Butter	040 601	0 65515
14 Marmelade, Jam	060 104	0 96477
15 Zuckerwaren	060 105	0 63813
16 Bohnenkaffee	060 301	0 80773
17 Ersatzkaffee	060 302	- 0 44989
18 Tee, Ersatztee	060 401	0 50425
19 Schokoladewaren	060 502	1 45553
20 Alle Weinsorten	070 101	1 22677
21 Bier	070 102	0 67936

hier wie in allen anderen Fällen die Neuberechnete Einkommenselastizität der verbrauchten Quantitäten innerhalb der 95%-Grenze, die früher für die Einkommenselastizität der Ausgaben für das betreffende Gut berechnet wurde. Wir schließen daraus, daß sich die Mengen- und Ausgabenelastizitäten nicht wesentlich voneinander unterscheiden.

Die einzige Ausnahme ist die Einkommenselastizität der verbrauchten Menge von *Zuckerwaren*. Sie wurde auf 0,93 geschätzt, während die 95%-Grenzen der Einkommenselastizität der Ausgaben für Zuckerwaren 0,67 und 1,19 sind. Da aber die 99%-Grenzen der Einkommenselastizität der Ausgaben für Zuckerwaren 0,56 und 1,30 sind, ist es noch immer zweifelhaft, ob ein signifikanter Unterschied zwischen der Ausgabenelastizität (0,93) und der Mengelastizität (0,64) besteht.

Internationale Vergleiche

Es ist interessant, unsere Ergebnisse mit jenen in einigen europäischen Ländern zu vergleichen. Statistisch akzeptable Vergleiche sind allerdings nur möglich, wenn bei der betreffenden Untersuchung wenigstens die Standardfehler der berechneten Einkommenselastizitäten angegeben sind.

Ein exakter statistischer Test der Unterschiede zwischen unseren und anderen Ergebnissen wäre wegen der Vielfältigkeit der bei der Berechnung von Einkommenselastizitäten verwendeten Methoden sehr schwierig. Wir haben daher folgenden Ausweg gewählt: Wir nehmen an, daß die zur Berechnung der Einkommenselastizitäten verwendeten Daten unabhängig sind. Die Streuung der Differenz

zwischen den Elastizitäten in zwei Ländern ist dann die Summe der Streuungen (Quadrate der Standardfehler) der beiden Elastizitäten. Für große Stichproben gilt unter eher „milden Annahmen“ der zentrale Grenzwertsatz¹⁾. Dieser besagt, daß die Differenz, dividiert durch ihren Standardfehler (Quadratwurzel aus der Streuung), asymptotisch wie eine normale (*Gauß-Laplace'sche*) Variable verteilt ist. Danach ergibt sich bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% eine Abweichung von 1,96 und mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1% eine Abweichung von 2,58. Da es sich bei Konsumerhebungen meist um große Stichproben handelt, dürften unsere Annahmen bis zu einem gewissen Grade gerechtfertigt sein.

Für *Deutschland* liegen nur die Untersuchungen von *Gollnick* vor, die sich auf Hamburger Haushalte 1949/50 beziehen. Standardfehler der berechneten Einkommenselastizitäten sind leider nur für die Einkommenselastizitäten der Nachfrage nach Eiern bei Angestellten der Einkommensstufe I (unter 1.400 DM) und III (über 1.800 DM) angegeben²⁾.

Wir vergleichen diese beiden Einkommenselastizitäten mit der Einkommenselastizität der Nachfrage nach Eiern bei Angestellten und Beamten in der städtischen Bevölkerung Österreichs (0,190). Die Abweichungen der beiden Einkommenselastizitäten der Hamburger Angestellten in Einkommensstufe I (2,131) und III (1,981) von der österreichischen Erhebung stellen sich mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1% als statistisch signifikant heraus. Es ist daher anzunehmen, daß die Einkommenselastizität der Nachfrage nach Eiern bei den Angestellten in der städtischen Bevölkerung Österreichs und in Hamburg verschieden ist, und zwar dürfte die Elastizität in Hamburg wesentlich größer sein.

Für *Schweden* ermittelten *Wold* und *Jurén*³⁾ Einkommenselastizitäten für die Periode 1921/39. Trotz der langen Zeit, die seither verstrichen ist, bewährten sich die Voraussagen, die mit Hilfe der Ergebnisse aus dieser Periode für die Nachkriegszeit gemacht wurden, recht gut, so daß sie auch heute im großen und ganzen noch gelten dürften.

In den Einkommenselastizitäten für Rindfleisch, Butter und Zucker besteht kein statistisch signifikanter Unterschied zwischen der schwedischen und

¹⁾ B. L. van der Waerden, op cit, S. 98 ff

²⁾ H. Gollnick, Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln und ihre Abhängigkeit von Preis- und Einkommensänderungen, Hefte für landwirtschaftliche Marktforschung, Heft 6, Hamburg-Berlin, Parey 1954, S. 55 u S. 59

³⁾ H. Wold und I. Jurén, op cit S. 253 ff.

der österreichischen Bevölkerung (Dieses Resultat gilt mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5%) Dagegen zeigen die folgenden Güter sogar mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1% einen Unterschied: Schweinefleisch (Österreich 0 11, Schweden 0 33), Margarine (Österreich —0 002, Schweden 0 85), Weizenmehl (Österreich —0 12, Schweden —0 56). Bei den erwähnten Lebensmitteln scheint somit ein gewisser Unterschied zwischen den österreichischen und den schwedischen Konsumgewohnheiten zu bestehen.

Für *Frankreich* haben wir nur Resultate für große Verbrauchsgruppen, die sich auf die Ausgaben-enquete 1951 in den großen Städten außer Paris beziehen¹⁾. Mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1% sind folgende Unterschiede signifikant: Die Einkommenselastizitäten für Ernährung betragen in Österreich für die städtische Bevölkerung 0 46, in Frankreich für die städtische Bevölkerung 0 65; die Einkommenselastizitäten für Kleidung erreichen in Österreich 2 22 und für Frankreich 1 36; die Elastizitäten für Wohnung in Österreich 0 20 und in Frankreich 1 01; für Hygiene in Österreich 2 00 und in Frankreich 1 15.

Für *England* gibt es dank den Bemühungen Prof. *Stone's* und der Gruppe der mit ihm in Cambridge arbeitenden Wissenschaftler viele Ergebnisse, die wir mit den österreichischen vergleichen können²⁾.

Für die folgenden Güter dürfte zwischen der Einkommenselastizität der österreichischen städtischen Bevölkerung und der englischen Bevölkerung mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% kein Unterschied bestehen: Ernährung insgesamt, Margarine, Kartoffeln, Zucker, Kaffee, Kakao, Rindfleisch, Schweinefleisch und Wurstwaren. Dagegen besteht bei den folgenden Waren mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% ein statistisch signifikanter Unterschied in den Einkommenselastizitäten für die städtische österreichische und die englische Bevölkerung: Schaffleisch (österreichische städtische Bevölkerung 0 15, englische Bevölkerung 0 58) und Rahm (Österreich 0 99, England 1 71). Die

¹⁾ *Centre de Recherches et de Documentation sur la Consommation*, Annales de Recherches et de Documentation sur la Consommation, Bd. 2, 1956, No 2, S. 35. Die französische Stichprobe basiert auf 1.773 Familien in französischen Provinzialstädten in den Monaten November und Dezember 1951.

²⁾ *R. Stone*, *The Measurement of Consumer's Expenditure and Behaviour in the United Kingdom 1920/38*, Bd. 1, Cambridge, Cambridge University Press 1954, S. 322 ff. In diesem Werk schätzte *Stone* die Einkommenselastizitäten auf Grund der Ausgaben-enquete in England 1937/39.

folgenden Nahrungsmittel zeigen einen Unterschied zwischen den Einkommenselastizitäten der österreichischen städtischen Bevölkerung und der englischen Bevölkerung, der sogar mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1% statistisch signifikant ist: Marmelade (Österreich 0 92, England 0 30), Tee (Österreich 0 57, England 0 04), Fisch (Österreich 0 50, England 0 92), Milch (Österreich —0 02, England 0 50), Butter (Österreich 0 67, England 0 37), Käse (Österreich 0 69, England 0 21), Eier (Österreich 0 28, England 0 54).

Die detaillierteren Untersuchungen von *Prais* und *Houthakker*³⁾ erlauben den Vergleich der Einkommenselastizitäten der sozialen Gruppe der Arbeiter für Österreich und England. Die britische Erhebung von 1937/39 umfaßte 10.800 Arbeiterhaushalte, war eine sorgfältige Stichprobe und wurde ökonomisch ausgewertet. Mit Hilfe dieser Ergebnisse sehen wir, daß in der sozialen Gruppe der Arbeiter zwischen den Einkommenselastizitäten der folgenden Güter in Österreich (städtische Bevölkerung) und England mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% kein Unterschied besteht: Rindfleisch, Schwarzbrot, Butter, Zucker, Mahlzeiten außer Haus. Die folgenden Lebensmittel zeigen mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1% einen Unterschied zwischen der Einkommenselastizität der österreichischen Arbeiter und der englischen Arbeiter: Eier (Österreich 0 24, England 0 48), Schweinefleisch (Österreich 0 24, England 0 53), Vollmilch (Österreich —0 06, England 0 45).

Schließlich können wir auf Grund dieser Untersuchung auch noch einige Qualitätselastizitäten⁴⁾ mit England vergleichen. Für die folgenden Güter finden wir mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% keinen Unterschied zwischen den Elastizitäten der österreichischen städtischen und der englischen Bevölkerung: Käse, Butter und Weizenmehl. Mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% ergibt sich ein Unterschied in der Qualitätselastizität für Wurstwaren, die in Österreich 0 20 und in England 0 28 beträgt. Die folgenden Güter zeigen sogar mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1% einen Unterschied in den Qualitätselastizitäten: Schweinefleisch (Österreich 0 02, England 0 13), Rindfleisch (Österreich 0 07, England 0 18), Margarine (Österreich 0 008, England 0 07).

Alle diese Resultate zeigen, daß trotz gewisser Gleichmäßigkeiten wahrscheinlich charakteristische Unterschiede zwischen den Konsumgewohnheiten

³⁾ *S. J. Prais* und *H. S. Houthakker*, op. cit. S. 106 ff.

⁴⁾ *Ibid.* S. 124.

der westeuropäischen Bevölkerung bestehen. Es wäre wünschenswert, wenn sich eine internationale Organisation die Aufgabe setzen würde, derartige Untersuchungen systematisch mittels Stichproben und Konsumerhebungen in den verschiedenen Ländern durchzuführen und damit der ökonomischen Theorie und Praxis vergleichbare Daten für diese wichtigen Fragen zu liefern.

Nachdruck nur auszugsweise und mit genauer Quellenangabe gestattet

Herausgeber, Verleger und Eigentümer: Verein „Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung“, Wien, I., Hoher Markt 9. — Präsident: Dr. h. c. Ing. Manfred Mautner Markhof, Wien, III., Landstraßer Hauptstraße 97. — Verantwortlich: Chefredakteur Dr. Franz Nemschak, Wien, III., Arsenal, Objekt 3, 2. Stock, Tür 28.

Carl Ueberreuter Druck und Verlag (M. Salzer), Wien, IX., Alser Straße 24