

MONATSBERICHTE DES
ÖSTERREICHISCHEN INSTITUTES
FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG

XXXI. Jahrgang.

Beilage Nr. 52

Juli 1958

**Die Schichtung der persönlichen
Einkommen in Österreich**

WIEN 1958

IM SELBSTVERLAGE DES ÖSTERREICHISCHEN INSTITUTES FÜR
WIRTSCHAFTSFORSCHUNG, WIEN, I., WIPPLINGERSTRASSE 34

Die Schichtung der persönlichen Einkommen in Österreich

Gliederung

	Seite
Zur Theorie der Einkommenschichtung	3
Pareto	3
Gibrat	4
Die Schichtung der Einkommen in Österreich vor und nach dem Krieg	7
Pareto kurven	7
Lorenz kurven	10
Logarithmisch-normale Verteilungen	13
Die Entnivellierung bei den Unselbständigen	14
Bemerkungen über das Haushaltseinkommen	17

Die Schichtung der persönlichen Einkommen in Österreich

Die vorliegende Studie soll in das Problem der Einkommensschichtung einführen, das nicht nur vom allgemein wirtschaftspolitischen Standpunkt, sondern auch für Finanzverwaltung und Marktforschung von Interesse ist.

Ein Vergleich der Einkommensschichtung des Jahres 1933 mit der von 1953 und 1954 auf Grund von Paretokurven und Lorenzkurven zeigt, daß die Verteilung der Einkommen der Selbständigen nach den letzten verfügbaren Angaben ungleicher war als in den Dreißigerjahren. Im Jahre 1933 hat das oberste 1% der Selbständigen etwa 10% des versteuerten Einkommens bezogen, im Jahre 1954 dagegen 21%. Die obersten 10% der veranlagten Zensiten haben im Jahre 1933 ein Drittel des Gesamteinkommens bezogen, im Jahre 1954 dagegen 47%. Diese Änderung ist zwar zum Teil eine nur scheinbare — die Pauschalierung im Kleingewerbe und die Anwendung des Einheitswertes in der Landwirtschaft hat zu einer Unterbewertung vieler kleiner Einkommen geführt — zum übrigen Teil jedoch dürfte sie den Einfluß der Nachkriegsinflation mit ihren raschen Gewinnmöglichkeiten auf die tatsächliche Einkommensverteilung widerspiegeln.

Bei den Unselbständigen zeigt sich die entgegengesetzte Entwicklung: Die Verteilung der Einkommen ist hier im Jahre 1953 weniger ungleich gewesen als im Jahre 1933. Seither hat allerdings im Zuge der Entnivellierung, wie man aus der Statistik der Wiener Gebietskrankenkasse feststellen kann, die Ungleichheit wieder zugenommen.

Die Schichtung aller Einkommen — Selbständige und Unselbständige zusammengenommen — wurde für 1953 nicht betrachtet, weil die Statistik der Lohnsteuer und der Einkommensteuer zu heterogen ist, als daß sie sinnvoll zusammengefaßt werden könnten.

Als Ersatz für die Schichtung der Haushaltseinkommen, über die keine Angaben zur Verfügung stehen, kann die Verteilung der Haushalte nach ihren Konsumausgaben betrachtet werden. Diese Verteilung ist ungleicher als die der Einzeleinkommen und es kann auf Grund von theoretischen Erwägungen plausibel gemacht werden, daß dies auch für die Verteilung nach dem Haushaltseinkommen zutrifft.

Das erste Kapitel enthält eine Einführung in die Theorie der Einkommensschichtung, die das Verständnis des empirischen Teiles durch Erläuterung der Grundbegriffe (Pareto- und Gibratverteilung) erleichtert.

Zur Theorie der Einkommensschichtung

Die klassische Nationalökonomie hat sich vor allem für die Verteilung des Einkommens zwischen Grundbesitzern, Kapitalisten und Arbeitern interessiert (funktionelle Verteilung). Daneben besteht noch ein anderes Problem: Wie verteilen sich die Mitglieder einzelner oder aller dieser Gruppen auf verschiedene Stufen des Einkommens (persönliche Verteilung)? Diese Fragestellung ergab sich, anders als die erstgenannte, nicht aus der Theorie, son-

dern aus der Betrachtung der vorhandenen Steuerstatistiken

Pareto

Gegen Ende des vorigen Jahrhunderts hat *Vilfredo Pareto* entdeckt, daß die Verteilung der Anzahl der besteuerten Personen nach der Höhe ihres Einkommens einer auffallenden Regelmäßigkeit unterliegt. Die Zahl der Personen, die mehr als ein bestimmtes Einkommen verdienen, wächst li-

near mit der Abnahme dieses Einkommens: Das heißt, für eine gegebene prozentuelle Verringerung des Einkommens ergibt sich eine bestimmte konstante prozentuelle Zunahme der Zahl der Personen, die mehr als dieses Einkommen verdienen. Man kann diese Aussage am besten in einer graphischen Darstellung veranschaulichen, in der die Zahl der Personen waagrecht, die Einkommen senkrecht aufgetragen sind, beide in logarithmischem Maßstab (Vergleiche Abb. 3 und 4). Die Zahl der Personen, die mehr als ein bestimmtes Einkommen verdienen, liegt auf einer geraden Linie. Wie man aus den graphischen Darstellungen deutlich sieht, gilt diese Regelmäßigkeit allerdings nur für die höheren Einkommensstufen.

In algebraischer Form lautet der erwähnte Zusammenhang wie folgt:

$$\log N = \log A - \alpha \log Y$$

wobei Y die Höhe des Einkommens und N die Zahl der Personen ist. Der Parameter α — der reziproke Wert der Neigung der Geraden in Abb. 3 und 4 — kann als Anzeiger für den Grad der Ungleichheit der Einkommensverteilung angesehen werden, und zwar ist α desto niedriger (verläuft die Paretokurve desto steiler), je ungleicher die Einkommensverteilung ist. Bei vollkommener Gleichheit der Verteilung wäre α unendlich groß und die Paretokurve würde waagrecht verlaufen.

Die Entdeckung *Pareto's*¹⁾ war rein empirisch. Er versuchte sie im nachhinein theoretisch zu erklären, aber seine Gedanken darüber sind heute leicht als Irrtümer erkennbar. Zunächst übersah er, da sich seine Daten nur auf die höchsten Einkommen erstreckten, daß seine Kurve außerhalb dieses Bereichs nicht mehr geradlinig ist. Er urteilte ferner, unter dem Eindruck der Regelmäßigkeit seiner Daten, daß nicht nur die Form der Kurve (Geradlinigkeit), sondern auch ihre Neigung in allen Ländern und Zeiten gleich sei, daß also das Ausmaß der Ungleichheit der Einkommensverteilung so unwandelbar sei wie ein Naturgesetz. Es ist heute bekannt, daß die Neigung der Paretokurve nicht konstant ist (Tabelle 1): Das *Pareto'sche* α steigt im allgemeinen mit dem Grad der industriellen Entwicklung, einer abnehmenden Ungleichheit der Einkommensverteilung entsprechend. In rückständigen Ländern hat α Werte von etwa 1/3, in industrialisierten Ländern Werte von über 2²⁾.

¹⁾ *V. Pareto*, Cours d'Economie Politique, Paris 1897, Tome II, p. 299 ff.

²⁾ *J. Tinbergen*, On the Theory of Income Distribution, Weltwirtschaftliches Archiv 1956, S. 155.

Werte des Parameters α der Paretokurve
in verschiedenen Ländern

Vereinigte Staaten	1918	1.6
	1946	2.0
Vereinigtes Königreich	1938/39	1.6
	1948/49	1.9
Australien	1915	1.7
	1945/46	2.3
Schweden	1931	1.8
	1947	2.4
Dänemark	1949/50	2.1
Norwegen	1929	2.2
Tschechoslowakei	1933	2.0
Österreich	1933	2.3

Q: *D. G. Champernowne*, Graduation of Income Distributions, *Econometrica* Oktober 1952, p. 610.

Pareto hat also zu Unrecht den Einfluß der gesellschaftlichen Organisation auf die Einkommensverteilung geleugnet. Ebenso vergeblich versuchte er auch zu leugnen, daß die Regelmäßigkeit seiner Kurve etwas mit den Massenerscheinungen zu tun hat, die den Gesetzen der mathematischen Statistik folgen (daß also die Regelmäßigkeit der Verteilung der Einkommen eine prinzipiell ähnliche Erscheinung ist wie etwa die regelmäßige Verteilung der Bevölkerung nach ihren Körpermaßen). Er glaubte diesen Gedanken mit dem Nachweis zu erledigen, daß die Verteilung der Einkommen nicht dem Poisson'schen Gesetz folgt (also etwa einem Glücksspiel, in dem die Chance hoher Gewinne sehr gering ist). Es gibt aber außer dem Poisson'schen andere Schemata, in denen das Wirken des Zufalls in großen Massen zu bestimmten regelmäßigen asymmetrischen Verteilungen führt. *Pareto* war für diesen Umstand blind, weil er glaubte, daß die Gesetze der Einkommensverteilung in der menschlichen Natur verankert sind und die beobachteten Regelmäßigkeiten der Verteilung darauf und nicht auf dem Wirken des Zufalls beruhen. Gerade darüber ist man aber heute einmütig, daß die regelmäßige Schichtung der Einkommen nicht ohne das Wirken des Zufalls erklärt werden kann.

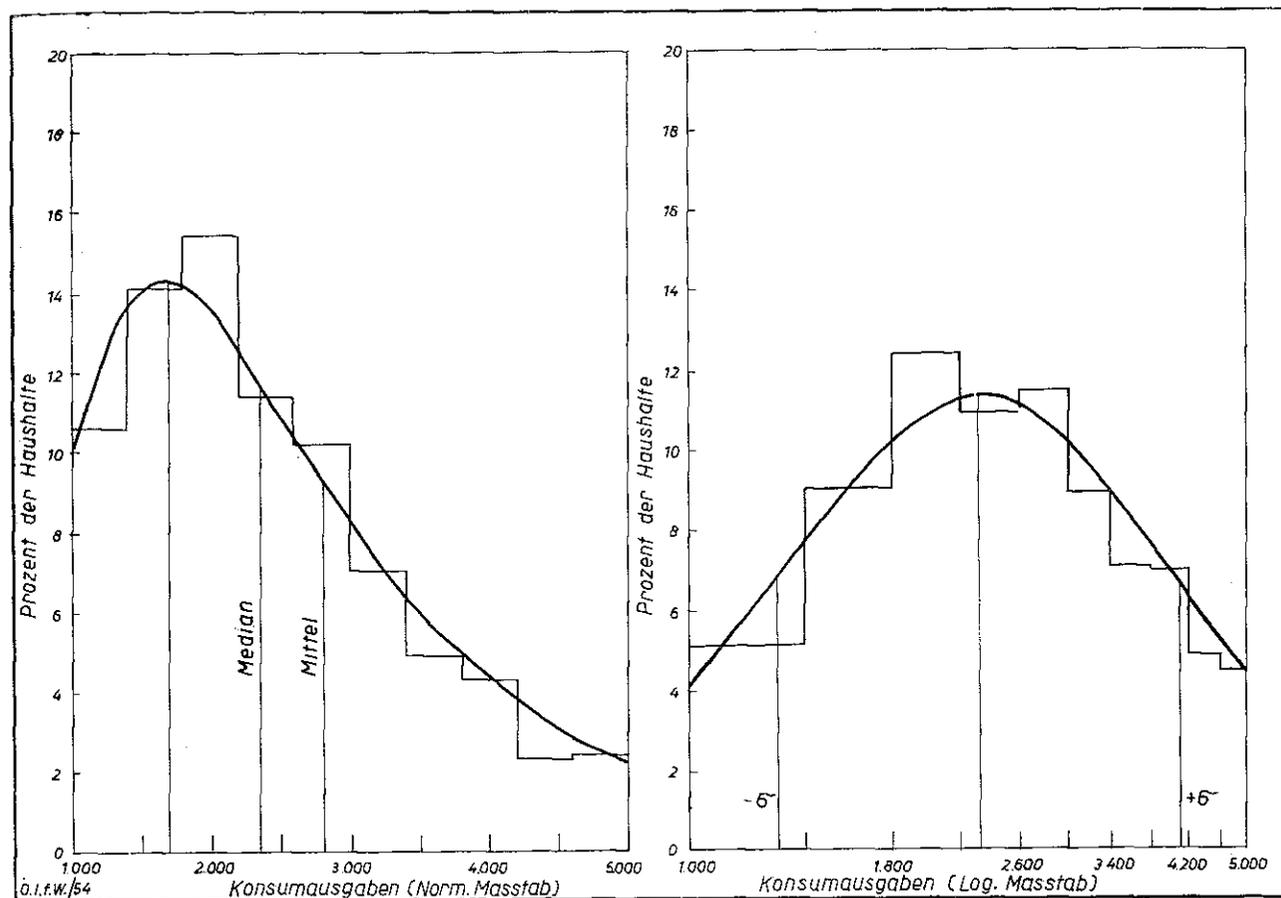
Gibrat

Eine alternative Formel für die Einkommenschichtung ist schon zur Zeit *Pareto's* vertreten worden: Die logarithmisch-normale Verteilung, die von *D. McAlister*, *Francis Galton*, *G. T. Fechner*, *J. C. Kapteyn* untersucht und später von *Robert Gibrat* (1931) auf viele wirtschaftliche Phänomene angewendet worden ist³⁾.

³⁾ Zur Geschichte der logarithmisch-normalen Verteilung vergleiche *J. Aitchison* and *J. A. C. Brown*, The Log-Normal Distribution, Cambridge 1957.

Abbildung 1

Die logarithmisch-normale und die normale Verteilung



Das Bild zeigt links eine logarithmisch-normale, rechts die entsprechende normale Häufigkeitsverteilung, und zwar einerseits als Histogramm, andererseits als geschlossene Kurve. Die zugrundeliegenden Daten sind die Haushalte der Selbständigen, verteilt nach den Konsumausgaben (Tabelle 10). Die logarithmisch-normale Verteilung ist stark asymmetrisch. Trägt man die Konsumausgaben jedoch auf einem logarithmischen Maßstab auf und paßt die Höhe der Ordinaten dem geänderten Maßstab an (die Fläche des Rechtekes muß für eine gegebene Klasse von Haushalten gleich bleiben, denn sie stellt die Häufigkeit dar), dann ergibt sich eine symmetrische Verteilung, die der Gauß'schen Glockenkurve angenähert ist.

In der Wirtschaft sind viele Verteilungen stark asymmetrisch: Die Verteilung der Fabriken nach der Zahl der Arbeiter, der Familien nach der Zahl der Mitglieder, der Haushalte nach der Größe der Konsumausgaben. Trägt man eine solche Größe (also etwa die Konsumausgaben pro Haushalt) auf logarithmischem Maßstab auf, dann erhält man durch diese Transformation oft eine normale Verteilung (Laplace-Gauß-Verteilung). Die Zahl der Haushalte in verschiedenen Ausgabenstufen sind in der Form der bekannten Glockenkurve angeordnet (Abb 1). Die Normalverteilung ist theoretisch und praktisch überaus wichtig, weil sie sich aus dem gleichzeitigen Zusammentreffen von vielen kleinen unabhängigen Zufallsursachen ergibt, in diesem Sinn also durch den Zufall (besser gesagt, durch viele Zufälle) eine Regelmäßigkeit bewirkt wird. Daß man durch logarithmische Transformation

viele biologische und gesellschaftliche Verteilungen in die Gestalt der Gauß'schen Verteilung bringen kann, war daher für Galton und Kapteyn eine faszinierende Entdeckung. Galton stand unter dem Einfluß des Weber-Fechner'schen Gesetzes, nach dem die Reaktion auf einen Reiz (bei biologischen Vorgängen) proportional dem Logarithmus der Intensität des Reizes ist¹⁾. Wenn unter diesen Umständen eine Vielzahl von unabhängigen kleinen Ursachen auf eine Größe einwirken, dann ist nicht eine normale, wohl aber eine logarithmisch-normale Verteilung zu erwarten.

Ähnlichen Gedankengängen folgend hat Gibrat das „Gesetz der proportionalen Wirkung“ aufgestellt: Viele unabhängige kleine Einflüsse wirken in

¹⁾ Dieses Gesetz hat übrigens auch in der Entwicklung der Grenznutzenschule eine Rolle gespielt

diesem Schema auf eine Zufallsgröße ein, die Änderung, die jede von ihnen bewirkt, ist aber proportional dieser Zufallsgröße selbst. Nehmen wir als Beispiel für eine Zufallsgröße etwa die Verbrauchsausgaben eines Haushaltes. Unter den vielen kleinen Ursachen, die sie beeinflussen, sind kleine Witterungsschwankungen, z. B. ein Temperaturfall, der die Ausgaben steigert. Es wird nun angenommen, daß diese Ursache bei jedem Haushalt denselben *prozentuellen* Zuwachs der Ausgaben bewirkt. Unter dieser Annahme ergibt sich, wie man leicht zeigen kann, eine asymmetrische Verteilung, die aber durch den Übergang zum logarithmischen Maßstab in eine normale Verteilung überführt wird. *Gibrat* hat sehr eindrucksvolle Beispiele für logarithmisch-normale Verteilungen in der Wirtschaft gebracht¹⁾. In den meisten Fällen bewährt sich diese Verteilung auch bei Nachprüfung an modernen Daten sehr gut. Auch die Verteilung des Einkommens nähert sich oftmals der logarithmisch-normalen, doch ergeben sich hier systematische Abweichungen, die sicher nicht durch die Mängel der Daten allein erklärt werden können. Die beobachtete Einkommensverteilung weicht von der log-normalen in den untersten sowie in den obersten Stufen des Einkommens deutlich ab. Als Beispiel dafür können einige österreichische Daten dienen (Abb. 9 bis 13). Dargestellt ist hier die kumulative Verteilung, das heißt, die Zahl der Personen mit Einkommen bis zu ... S in Abhängigkeit von diesem Einkommen. (Die Darstellung erfolgte auf logarithmischem Wahrscheinlichkeitspapier, auf dem die Abszisse logarithmisch, die Ordinate entsprechend dem Gauß'schen Fehlerintegral geteilt ist; die S-Form, die eine kumulative Verteilung in natürlichem Maßstab hat, wird auf diesem Papier zu einer Geraden, vorausgesetzt, daß die Verteilung log-normal ist.) Relativ gut log-normal verteilt — abgesehen von den untersten Stufen — sind die Einkommen der Beschäftigten nach den Daten der Wiener Gebietskrankenkasse (Abb. 10 bis 12). Doch fehlt bei den Angestellten der obere Teil der Schichtung wegen der Obergrenze der Beitragsgrundlage. Bei den meisten Verteilungen ist unverkennbar, daß nicht nur die untersten, sondern auch die obersten Einkommensstufen stärker besetzt sind als in einer log-normalen Verteilung. Sehr häufig ergibt sich eine deutliche S-Kurve. Die log-normale Verteilung ergibt also beim Einkommen anders als bei vielen anderen Größenverteilungen der Wirtschaft keine voll befriedigende Darstellung des tatsächlichen Verlaufes.

¹⁾ R. Gibrat, *Les Inégalités Economiques* Paris 1931

Die Theorie der Gibrat-Verteilung — die Hypothese der proportionalen Wirkung — ist im Zusammenhang mit dem reichen Material von überzeugenden Daten auf den ersten Blick bestechend, doch enthält sie eine Schwierigkeit. Wenn — um das Beispiel der Einkommen zu nehmen — positiv wirkende zufällige Ursachen kleine und große Einkommen im gleichen Prozentsatz steigern, negativ wirkende dagegen im gleichen Prozentsatz senken, dann muß die Streuung der Einkommen mit der Zeit immer größer werden²⁾. Das entspricht aber nicht den tatsächlichen Beobachtungen. Man kann dieser Schwierigkeit begegnen, wenn man die Voraussetzung der proportionalen Wirkung so abändert, daß sich eine stabile Verteilung ergibt. Die Einführung einer solchen Stabilitätsbedingung (z. B. bei M. Kalecki, D. G. Champernowne)³⁾ hat jedoch etwas Gewalttames und Willkürliches an sich.

Ein anderer Ausweg knüpft an einen Gedanken von A. D. Roy⁴⁾ an, der die log-normale Verteilung der Produktion pro Arbeiter daraus erklärt, daß sich die Produktion aus der Multiplikation einer Zahl von Größen ergibt, die selbst normal verteilt sind: Der Länge der Arbeitszeit, der Intensität der Arbeit, der Güte der Arbeit (gemessen am Ausschuß). Auf der logarithmischen Skala werden diese Verteilungen *addiert* und nach dem zentralen Grenzwerttheorem muß sich eine normale Verteilung ergeben, wenn genügend viele Verteilungen welcher Art immer⁵⁾ von unabhängigen Zufallsgrößen ad-

Tabelle 2
Prozentuelle Verteilung der Arbeiter nach dem Grad der Normerfüllung in der sowjetischen Baumwollindustrie¹⁾

Normerfüllung bis zu ... %	Spinnereien Aufsummierte	Webereien Prozente
100	8 0	11 9
110	50 8	54 9
120	86 9	88 8
150	99 9	99 9

¹⁾ Nach Zajtsevoj-Jastremskij

²⁾ J. Aitchison and J. A. C. Brown, op. cit. p. 24, p. 108

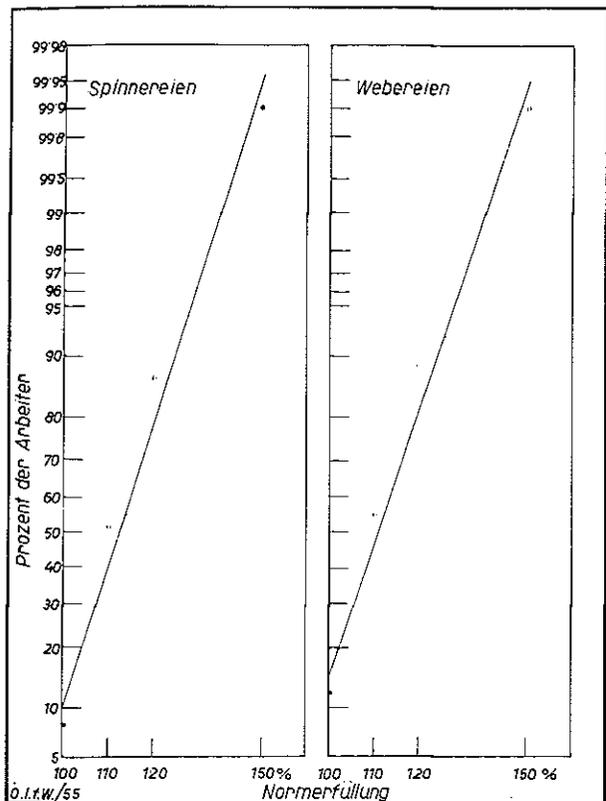
³⁾ M. Kalecki, On the Gibrat Distribution *Econometrica* 1945; D. G. Champernowne, A Model of Income Distribution *Economic Journal* 1953.

⁴⁾ The Distribution of Earnings and of Individual Output *Economic Journal* 1950

⁵⁾ Nur geringe Einschränkungen sind notwendig, um diesen Satz streng richtig zu machen (die Zufallsgrößen müssen endliche mathematische Erwartung und Dispersion besitzen und jede darf nur einen kleinen Einfluß auf die Summe ausüben).

Abbildung 2

Die Verteilung der Arbeiter nach dem Grade der Norm-
erfüllung in der sowjetischen Baumwollindustrie
(Dargestellt auf logarithmischem Wahrscheinlichkeitspapier)



Durch die Punkte der Verteilung läßt sich annähernd eine
gerade Linie legen, die Verteilung paßt sich also ungefähr
der logarithmisch-normalen an.

diert werden Die log-normale Verteilung der Pro-
duktivität pro Arbeiter¹⁾ beruht daher, nach Roy,
auf der multiplikativen Verknüpfung der bestim-
menden Faktoren, ebenso wie die log-normale Ver-
teilung der Körpergewichte darauf beruht, daß sich
das Gewicht aus der Multiplikation der Ausdeh-
nung in verschiedenen Dimensionen ergibt. Wenn
die Verteilung der Einkommen — und das ist je-
denfalls bei den Akkordarbeitern der Fall — durch
die Produktivität beeinflußt wird, ergibt der er-
wähnte Gedanke offenbar eine Erklärung auch für

1) Daß die Produktivität tatsächlich log-normal verteilt
ist, dafür sprechen wenigstens zum Teil Erhebungen über den
Grad der Normerfüllung in der russischen Textilindustrie
(siehe B. C. Jastremskij, O raspredelenii rabotschich po
stepeni wipolnenija norm wirabotki. Utschennie Zapiski po
Statistike. Akademija Nauk SSSR). In den Webereien und
Spinnereien sind die Arbeiter nach dem Grad der Normerfül-
lung annähernd log-normal verteilt (Abb. 2). Der Autor der
genannten Studie beschränkt sich auf die Verwendung der
normalen Verteilung und erklärt die Abweichungen davon
aus ökonomischen Umständen.

die Einkommensverteilung Es würde freilich noch
zu demonstrieren sein, daß die Zahl der multi-
plikativen Bestimmungselemente groß genug ist, um
eine Anwendung des zentralen Grenzwerttheorems
zu rechtfertigen.

In der obigen Erklärung wird vom Zeitverlauf
abgesehen. Darin hat man einen Vorteil gesehen,
weil dadurch die Instabilität des Gibrat-Modells
vermieden wird²⁾ In Wirklichkeit wirken aber alle
die erwähnten Momente in der Zeit und der Me-
chanismus der Bildung dieser oder anderer Ver-
teilungen kann nur als ein stochastischer Prozeß
verstanden werden. Eine vollkommen befriedigende
Lösung dieser Aufgabe ist allerdings bis heute nicht
gefunden worden

Die Schichtung der Einkommen in Österreich
vor und nach dem Krieg

Pareto kurven

Für die Vorkriegszeit stehen uns die Ergeb-
nisse der zwei Sondererhebungen für die Jahre 1928

Tabelle 3

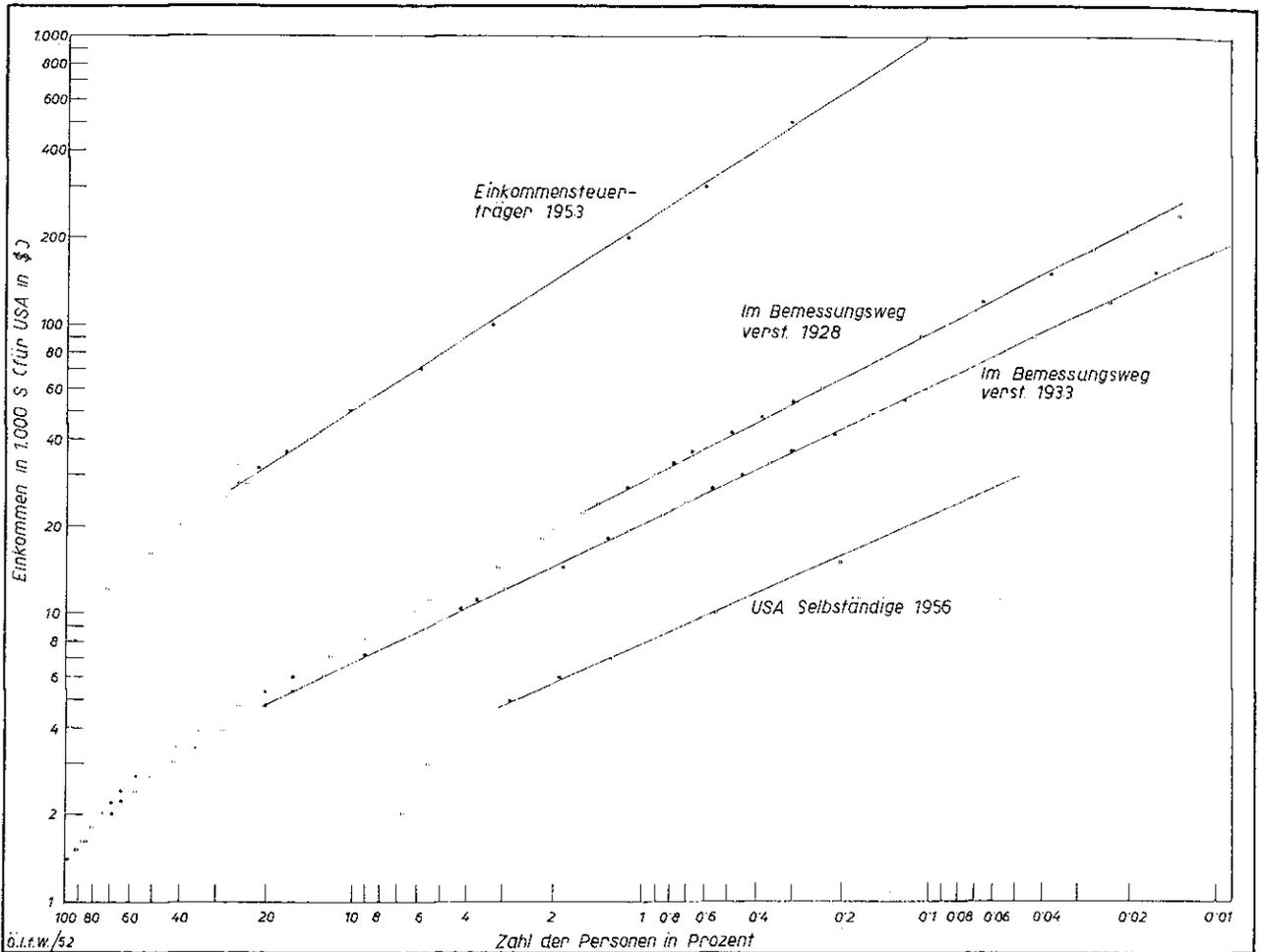
Verteilung der Besteueren nach ihren steuerpflich-
tigen Einkommen

(Prozent der Besteueren mit mehr als S Einkommen)

Jährliches steuer- pflichtiges Ein- kommen in S	Im Bemessungsweg % v insgesamt		Im Abzugsweg % v insgesamt		Überhaupt % v insgesamt	
	1928	1933	1928	1933	1928	1933
Über	1.400	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000
1.500	92.543	90.569	95.611	95.500	94.622	93.680
1.600	88.718	85.745	91.299	90.866	90.467	88.976
1.800	82.490	78.297	81.564	80.841	81.863	79.902
2.000	74.923	69.675	71.406	71.271	72.539	70.682
2.200	69.876	64.675	62.344	62.628	64.772	63.384
2.400	64.427	57.185	54.341	54.241	57.592	55.327
2.700	57.481	50.259	44.107	44.514	48.418	46.634
3.000	48.875	42.567	34.902	35.491	39.406	38.029
3.400	41.924	35.839	25.002	26.050	30.456	29.662
3.900	34.647	28.948	17.001	18.152	22.689	22.136
4.800	25.040	20.283	9.658	10.526	14.616	14.127
5.300	20.609	16.408	7.166	7.822	11.499	10.991
6.000	16.155	12.691	4.963	5.142	8.571	7.928
7.200	11.958	8.962	2.932	3.126	5.842	5.280
8.400	8.993	6.536	1.884	1.999	4.175	3.673
10.200	6.139	4.225	1.172	1.178	2.773	2.303
10.800	5.520	3.720	1.020	0.992	2.471	1.999
12.000	4.393	2.858	0.765	0.715	1.934	1.506
14.400	3.076	1.836	0.624	0.543	1.414	1.020
18.000	2.185	1.250	0.373	0.308	0.957	0.656
19.200	1.992	1.121	0.312	0.252	0.853	0.572
22.000	1.578	0.853	0.228	0.174	0.663	0.425
24.000	1.352	0.709	0.189	0.139	0.563	0.349
27.000	1.097	0.565	0.145	0.099	0.451	0.271
30.000	0.907	0.448	0.108	0.074	0.365	0.212
33.000	0.776	0.361	0.084	0.058	0.307	0.170
36.000	0.655	0.297	0.069	0.044	0.258	0.138
42.000	0.493	0.214	0.048	0.032	0.191	0.099
48.000	0.380	0.161	0.035	0.022	0.146	0.073
54.000	0.296	0.123	0.027	0.014	0.114	0.054
60.000	0.236	0.098	0.020	0.009	0.090	0.042
90.000	0.108	0.043	0.009	0.004	0.041	0.018
120.000	0.065	0.023	0.004	0.001	0.024	0.009
150.000	0.037	0.016	0.003	0.0009	0.014	0.007
180.000	0.027	0.010	0.002	0.0005	0.010	0.004
210.000	0.020	0.008	0.001	0.0002	0.007	0.003
240.000	0.013	0.006	0.0008	0.0001	0.005	0.002
360.000	0.007	0.003	0.0002	—	0.002	0.001
500.000	0.002	0.001	0.0001	—	0.0008	0.0004

2) J. Aitchison and J. A. C. Brown, op. cit. p. 25

Pareto kurven: Einkommensteuerzahler



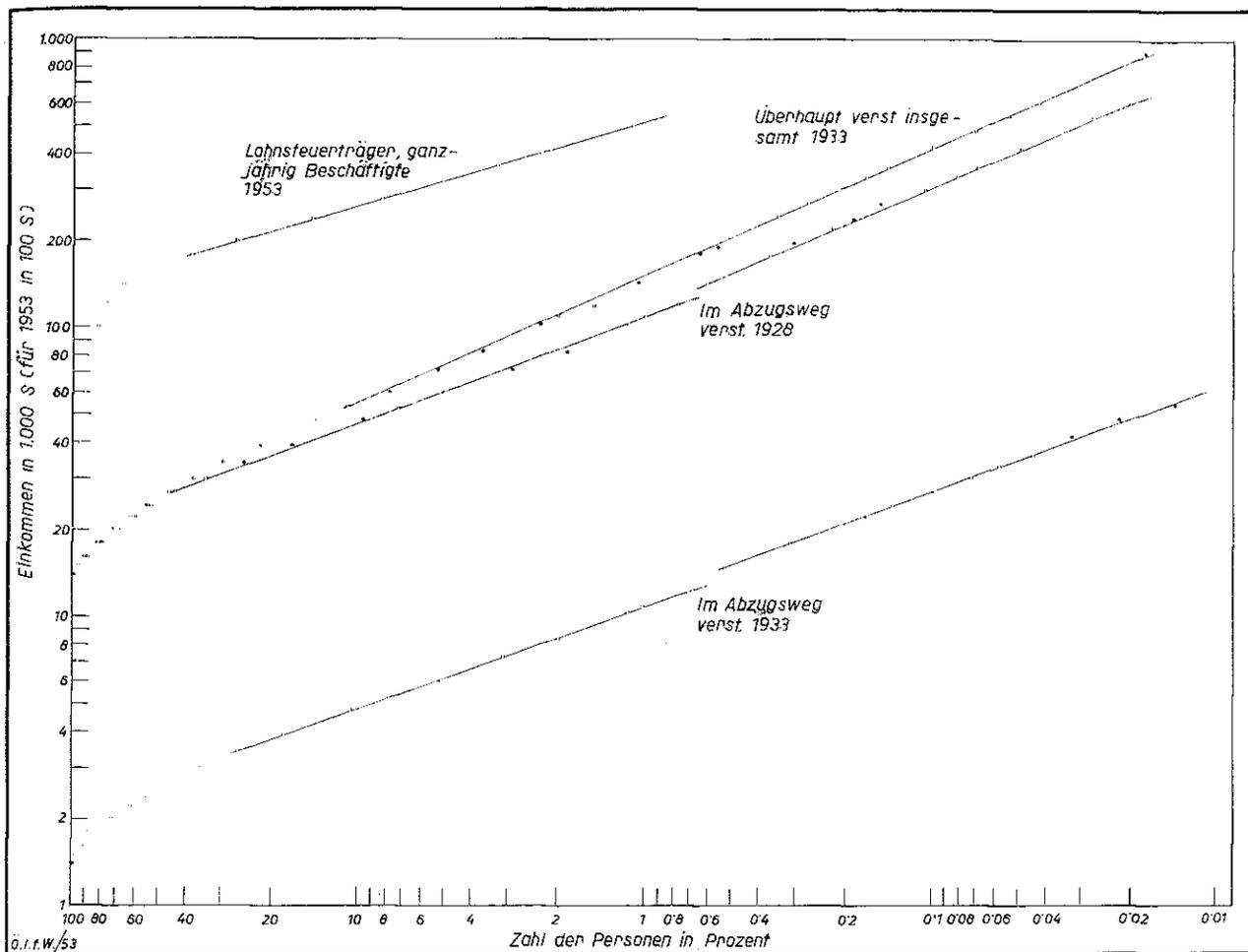
Auf der Horizontalen ist die Zahl der Personen aufgetragen, die mehr als ein bestimmtes Einkommen verdienen, das auf der Vertikalen gemessen wird. Beide Größen sind im logarithmischen Maßstab gemessen, die Zahl der Personen ist in Prozenten angegeben. (Für USA ist die Skala so verschoben, daß 100% an Stelle von 10% usw. zu lesen ist.) Das bemerkenswerte an den Pareto kurven ist, daß sie geradlinig sind, das trifft aber nur für die höheren Einkommen zu. Die Neigung der Geraden (der reziproke Wert des sogenannten Pareto koeffizienten α ist ein Maß für die Ungleichheit der Verteilung. Je kleiner α , je steiler also die Kurve, desto mehr entfernt sich die Verteilung von dem Zustand, in dem alle Einkommen gleich groß sind. Die Kurven zeigen, daß die Verteilung der Einkommen unter den Selbständigen im Jahre 1953 ungleicher war als im Jahre 1933.

und 1933 zur Verfügung. Sie geben die Schichtung der Einkommen für zwei Gruppen, die im Bemessungsweg und im Abzugsweg versteuerten Personen, gesondert wieder. Die Aufarbeitung wurde nach Personen, nicht nach Steuerfällen vorgenommen, so daß also Arbeiter und Angestellte, die ihren Posten im Verlauf des Jahres gewechselt hatten, oder die mehrere Posten gleichzeitig innehatten, nur einmal und mit ihrem ganzen Einkommen gezählt wurden. Die Bezüge derer, die nur einen Teil des Jahres beschäftigt waren, sind auf ganzjährige Beschäftigung umgerechnet worden.

Für die Nachkriegszeit liegt eine ausführliche Aufarbeitung für das Jahr 1953 vor. Hier sind jedoch bei den Unselbständigen nur Steuerfälle gezählt, das heißt, jede Lohnsteuerkarte ist für sich erfasst, ungeachtet der Tatsache, daß ein und derselbe Dienstnehmer mehrere Steuerkarten haben kann. Allerdings scheint die überwiegende Mehrzahl der Inhaber von mehreren Lohnsteuerkarten den untersten Lohnstufen anzugehören.

Die Daten von 1928, 1933 und 1953 lassen sich mit Hilfe von Pareto kurven vergleichen. Dabei muß man die Vor- und Nachteile dieser Technik

Pareto kurven: Lohnsteuerzahler



Die Pareto kurven für die Lohnsteuerzahler sind im Jahre 1953 flacher als 1933, die Verteilung der Einkommen der Unselbstständigen ist somit (vor der Entnivellierung) weniger ungleich als in der Vorkriegszeit. Die Bruchstelle in der Kurve bei 14 400 S (im Jahre 1928 und 1933) beruht darauf, daß unterhalb dieser Grenze nur das Arbeitseinkommen eingerechnet wurde, oberhalb dagegen auch Nebeneinkommen aus anderen Quellen.

ständig im Auge behalten. Der große Vorteil der Pareto kurven liegt darin, daß wir uns nicht um die unvollkommene Erfassung der niedrigen Einkommen zu kümmern brauchen. Wir beginnen die stufenweise Addition der Einkommenszahl bei den höchsten Einkommen, und können damit bis zu den mittleren Einkommen fortschreiten, ohne durch die Unkenntnis über die Zahl der niedrigen Einkommensbezieher behindert zu werden. Die Neigung der Kurve gibt uns ein Maß der Ungleichheit der Einkommensverteilung, das dimensionslos ist (also etwa von Währungen und Preisen unabhängig), daher leicht von einem Land zum anderen und von einer Zeitperiode zur anderen verglichen werden kann. Dem steht der Nachteil gegenüber, daß die Pareto kurve nur für die hohen Einkommen

eine gerade Linie ist, der Parameter α , der die Neigung dieser Linie angibt, also nur für diese Einkommen das Ausmaß der größeren oder geringeren Ungleichheit messen kann (Je größer α , desto geringer die Ungleichheit der Verteilung.)

Mit dieser wichtigen Einschränkung kann man sagen, daß der Vergleich der Pareto kurven für diese Jahre folgendes Bild gibt: Bei den Unselbstständigen ist α im Jahre 1953 höher gewesen als vor dem Krieg, die Ungleichheit der Einkommen ist also verringert worden (Abb 4). Das entspricht ganz den Vorstellungen, die man sich von der Nivellierungstendenz unter den Unselbstständigen zu machen pflegt. Weniger erwartet ist der Umstand, daß die Ungleichheit der Einkommen bei den Selbst-

ständigen¹⁾ größer geworden ist als es in der Zwischenkriegszeit. Die Nachkriegsinflation, die rasche Gewinnmöglichkeiten geschaffen hat, ist wahrscheinlich die Ursache für die verstärkte Streuung der Einkommen der Selbständigen

Tabelle 4

USA (1956): Prozent der Selbständigen mit einem Einkommen von mindestens ... \$

\$	%
25.000	0,7
15.000	2,0
10.000	5,5
7.000	12,8
6.000	19,1
5.000	28,2
4.000	39,8
3.000	54,7
2.000	67,4
1.000	80,0

Q: Statistical Abstract of the U S. 1957, p. 316.

Der Paretokoeffizient α war bei den Selbständigen im Jahre 1933 etwas über 2, im Jahre 1953 dagegen $1\frac{1}{2}$ ²⁾ Zum Vergleich mit ausländischen Daten diene die Einkommensschichtung in den USA (1956) für Selbständige: Es ergibt sich hier ein Paretokoeffizient von nahezu $2\frac{1}{2}$. Die Ungleichheit der Einkommensverteilung bei den Selbständigen ist also in Österreich viel größer als in den Vereinigten Staaten

Wie man aus den Abbildungen sieht (Abb 3), ist die Paretokurve für die Vorkriegszeit von etwa 4.800 S an geradlinig. Jedoch hatten nur 24% (1928) bzw. 20% (1933) der selbständigen Besteueren mehr als 4.800 S Einkommen. Ihr Durchschnittseinkommen war niedriger (1928: 4.600 S, 1933: 3.800 S). Für das Jahr 1953 wird die Kurve bei 20.000 S geradlinig. Nur 40% der Einkommen waren über 20.000 S. Man sieht also, daß die Aussagen über den Paretokoeffizienten nur die oberen Schichten betreffen (20 bis 40%)

An dieser Stelle soll noch eine andere Einschränkung erwähnt werden. Die Steuerstatistik beruht zum Teil nicht auf tatsächlichen Einkommen; bei der Landwirtschaft stützt sie sich im allgemeinen auf den Einheitswert, bei vielen Gewerbetreibenden werden bestimmte Pauschbeträge angesetzt. Fast alle diese Fälle betreffen nur die untere Hälfte der Verteilung. Von allgemeinerer Bedeutung ist, daß sich das steuerliche Einkommen

als Nettobetrag nach Abzug von Werbekosten und Sonderauslagen ergibt.

Bei den Unselbständigen ist der Paretokoeffizient von etwa 2,7 im Jahre 1933 auf etwa 3,2 im Jahre 1953 gestiegen. Die Verteilung innerhalb dieser Gruppe ist an und für sich immer weit weniger ungleich als bei den Selbständigen: Die Unterschiede in der Qualifikation, Bildung, Begabung usw. können keine so starke Streuung hervorrufen, wie der unterschiedliche Geschäftserfolg und die verschiedene Vermögenslage

Zu den Vorkriegsdaten ist zu bemerken, daß die Paretokurve hier eine Unregelmäßigkeit zeigt, die besonders 1928 deutlich hervortritt (Abb 4). Sie beruht darauf, daß unter den Dienstnehmern mit mehr als 14.400 S Einkommen auch jene eingeschlossen sind, die neben dem Dienstehinkommen noch anderes Einkommen bezogen haben, und zwar mit ihrem ganzen Einkommen, während in den niedrigeren Stufen nur das reine Dienstehinkommen einbezogen ist. Aus diesem Grund zeigt die Kurve bei 14.400 S einen Sprung (das Durchschnittseinkommen der darüber liegenden ist höher als es bei geradliniger Fortsetzung der Paretokurven zu erwarten wäre, weil Einkommen aus anderen Quellen hinzutreten). Im Jahre 1933 ist dieser Sprung weniger ausgeprägt, vermutlich weil in der Krise die Zahl der Unselbständigen mit bedeutenden anderen Einkommen stark zurückging.

Lorenzkurven

Die Ergebnisse, die wir mit Hilfe der Paretokurven erhalten haben, lassen sich auch durch Lorenzkurven illustrieren. Sie stellen die Verteilung in folgender Form dar: Auf der Horizontalen werden die aufsummierten Prozentsätze der Steuerzahler, auf der Vertikalen die aufsummierten Prozentsätze des Einkommens aufgetragen. Wenn z. B. 60% der Steuerzahler ein Einkommen unter 20.000 S haben und dieses Einkommen 25% des Gesamteinkommens ausmacht, dann wird ein Punkt mit Abszisse 60 und Ordinate 25 in das Diagramm eingetragen. Die vollständige Darstellung einer gegebenen Verteilung ergibt eine geschlossene Kurve (Abb. 5 und 6), die immer unterhalb einer Geraden mit dem Neigungswinkel 45% liegt. Diese Gerade stellt den Zustand vollkommener Gleichverteilung dar, das Ausmaß der Ungleichheit der Einkommensverteilung wird daher durch die Abweichung der Lorenzkurven von der Diagonale gemessen. Das übliche Maß ist der Lorenzkoeffizient, das ist das Verhältnis der Fläche zwischen Lorenz-

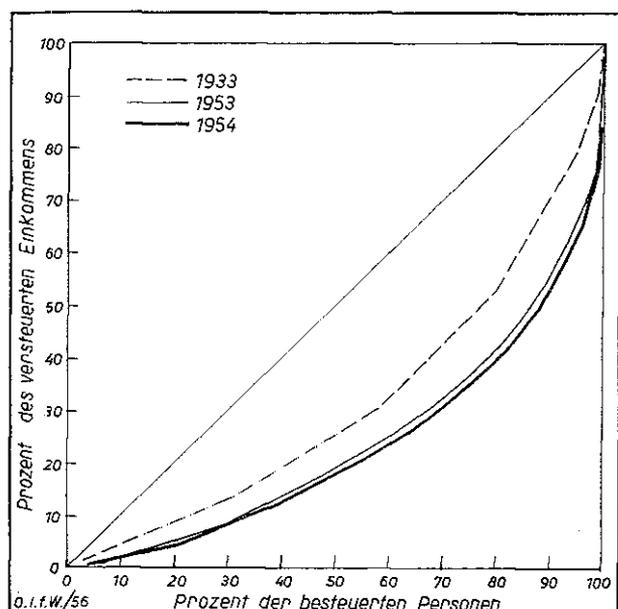
¹⁾ Genauer: Bei den Einkommensteuerepflichtigen, die auch eine Anzahl von Unselbständigen enthalten, die aber klein ist.

²⁾ Die Zahl für 1928 ist unsicher, da die Daten für 1928 unregelmäßig sind.

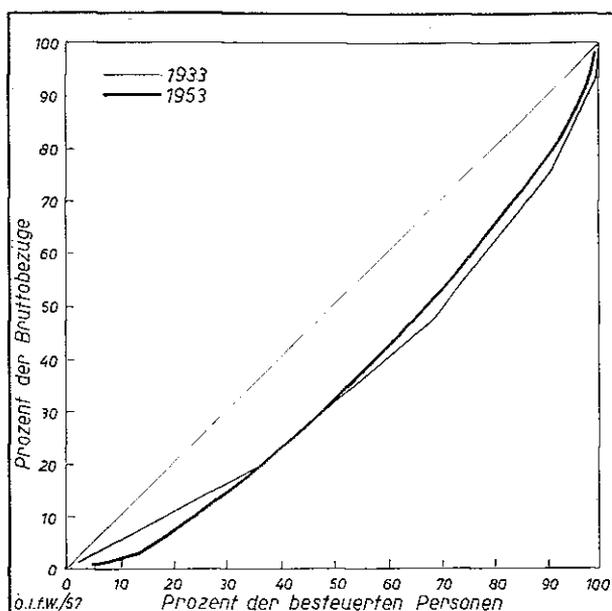
Abbildung 5

Abbildung 6

Lorenzdiagramm: Einkommensteuerzahler



Lorenzdiagramm: Lohnsteuerzahler



Die Lorenzkurve gibt eine leicht verständliche bildliche Darstellung der Ungleichheit der Einkommensverteilung. Die besteuerten Personen sind nach der Höhe ihres Einkommens geordnet zu denken. Dann zeigt jeder Punkt der Kurve, wieviel Prozent des Gesamteinkommens einem bestimmten Prozentsatz der Besteueren zufließen. So kann man z. B. aus der Kurve für 1933 ablesen, daß 90% der Besteueren etwa 67% des Einkommens hatten, mit anderen Worten, den obersten 10% der Besteueren sind 33% des Einkommens zugestossen. Je ungleicher die Verteilung, desto stärker ist die Kurve nach unten ausgebaucht. Einer vollkommen gleichen Verteilung würde die Diagonale entsprechen. Die Verteilung des Einkommens unter den Selbständigen war 1953 und 1954 ungleicher als 1933. Der Lorenzkoeffizient (das Verhältnis der Fläche zwischen Lorenzkurve und Diagonale zu dem Dreieck unter der Diagonale) war für 1933 ungefähr 0,38, für 1954 0,44

Bei den Unselbständigen verläuft die Lorenzkurve für 1953 flacher als die für 1933, die Verteilung ist somit 1953 weniger ungleich geworden. Im unteren Teil überschneiden sich die Kurven; das beruht darauf, daß 1953 — wegen Änderung der Erhebungsmethoden — viel mehr von den niedrigen Einkommen erfaßt wurden als 1933. Dadurch entsteht der — höchstwahrscheinlich falsche — Eindruck, daß in der unteren Hälfte der Verteilung die Ungleichheit zugenommen hat. Aus dem selben Grund ist der Lorenzkoeffizient für die beiden Jahre nicht erheblich verschieden (ungefähr 0,27)

kurve und Diagonale zur Fläche des ganzen Dreiecks unter der Diagonale.

Das Lorenzdiagramm gibt — im Prinzip — ein Bild der gesamten Schichtung der Einkommen, von den niedrigsten bis zu den höchsten. In der Praxis kennen wir die gesamte Verteilung, insbesondere den unteren Teil, nur sehr unvollständig. So sind bei den Selbständigen die Einkommen unter dem Existenzminimum nicht erfaßt. Bei den Unselbständigen werden zwar durch die Aufarbeitung der Lohnsteuerkarten grundsätzlich auch die Einkommen unter dem Existenzminimum erfaßt, aber rund ein Viertel der Lohnsteuerkarten entziehen sich der Bearbeitung und fast alle Sozialrentner bleiben unerfaßt. Der Ausfall betrifft zum allergrößten Teil niedrige Einkommen.

Praktisch bleibt somit ein großer Teil der niedrigen Einkommen unberücksichtigt und dieser Umstand muß, als Qualifikation für die Schlußfolgerungen, die wir aus dem Bild der Lorenzkurven ziehen werden, vorweg erwähnt werden. Die Statistiken der meisten anderen Länder teilen übrigens diese Schwäche.

Wir erfassen im folgenden, wie früher, die Einkommensteuer- und Lohnsteuerträger geson-

Tabelle 5

Steuerpflichtige, Einkommen und Einkommensteuer 1933

Steuerpflichtiges Einkommen bis S	Steuerpflichtige	Veranlagte		Dienstbezüge		
		Einkommen	Einkommensteuer	Steuerpflichtige	Einkommen	Einkommensteuer
Aufsummierte Prozentzahlen						
2.000	31,1	13,3	4,3	36,5	19,7	10,5
3.000	58,1	30,7	10,0	68,4	47,0	25,6
4.800	80,0	52,2	22,4	90,6	75,6	52,1
10.200	95,8	79,2	49,6	98,95	93,8	81,6
22.000	99,2	90,9	65,7	99,84	98,1	91,4
60.000	99,9	97,1	80,0	99,991	99,7	97,4
120.000	99,98	98,6	87,9	99,999	99,9	99,1

Tabelle 6

Einkommensteuerstatistik

(Die Schichtung der Steuerpflichtigen, des zu versteuernden Einkommens und der Einkommensteuer nach Einkommenstufen)

Stufen des zu versteuernden Einkommens in 1 000 S	Steuerpflichtige	1953		1954	
		Zu versteuerndes Einkommen	Einkommensteuer	Zu versteuerndes Einkommen	Einkommensteuer
(Aufsummierte Prozentzahlen)					
Unter 4	1 8	0 0	0 0	2 0	0 1
8	6 5	1 2	0 1	3 2	0 4
12	29 3	8 7	1 3	20 9	5 5
16	47 3	17 0	3 4	39 4	12 8
20	60 0	24 5	5 9	53 0	19 8
24	68 7	30 8	8 7	62 7	25 9
28	74 8	36 0	11 5	69 8	31 1
32	79 4	40 5	14 4	75 1	35 6
36	82 8	44 3	17 1	79 1	39 4
40	85 4	47 5	19 8	82 2	42 7
40	89 7	53 9	25 9	87 4	49 3
70	94 1	62 3	35 6	92 6	58 0
100	96 7	69 5	45 5	95 8	65 5
200	98 9	79 4	61 1	98 6	76 5
300	99 4	83 7	68 6	99 3	81 2
500	99 7	87 8	76 2	99 7	85 8
1 000 u mehr	99 9	92 3	84 6	99 9	90 5
	100 0	100 0	100 0	100 0	100 0

Tabelle 7

Lohnsteuerstatistik 1953

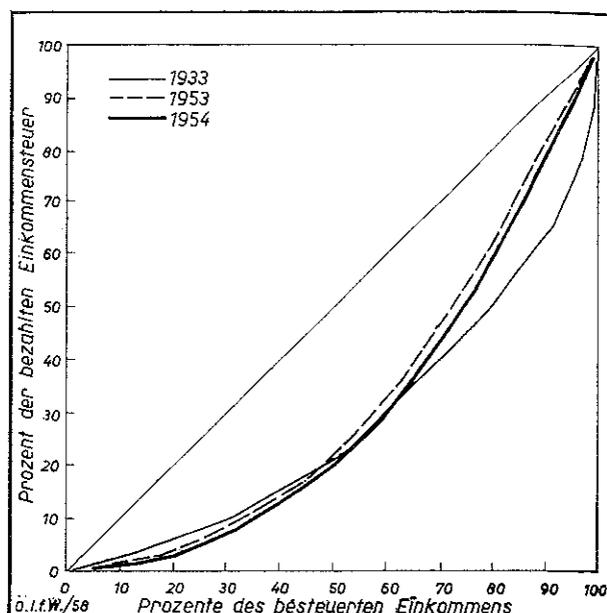
(Verteilung der Steuerpflichtigen, des Einkommens und der Einkommensteuer nach BruttoBezügen, ganzjährig Beschäftigte)

Stufen der BruttoBezüge S	Steuerpflichtige	Einkommen	
		Einkommen	Einkommensteuer
Aufsummierte Prozentzahlen			
2 000	1 3	0 1	0 0
4 000	4 3	0 6	0 0
6 000	7 6	1 6	0 1
8 000	12 9	3 8	0 2
10 000	17 6	6 2	0 6
12 000	23 7	10 1	2 1
14 000	33 9	17 8	6 4
16 000	47 8	29 8	14 5
18 000	61 6	43 4	24 3
20 000	72 2	55 0	33 3
24 000	85 2	71 4	48 5
28 000	91 6	80 9	59 2
32 000	94 9	86 6	67 0
36 000	96 7	90 1	72 7
40 000	97 7	92 3	76 7
50 000	98 9	95 3	83 2

dert. Die Lorenzkurven für die *Selbständigen* (Einkommensteuerträger) sind in Abbildung 5 dargestellt. Die Ungleichheit der Verteilung ist von 1933 auf 1953 offensichtlich stark gewachsen und auch im Jahre 1954 ist eine gegenläufige Entwicklung nicht zu beobachten. Das Ausmaß dieser Änderung kann man am besten aus folgendem Vergleich ersehen: Im Jahre 1933 haben die obersten 1 Prozent der Einkommensteuerzahler 10% des zu versteuernden Einkommens für sich gebucht, im Jahre 1954 dagegen 21%. Die obersten 10% der Zensiten haben im Jahre 1933 33 1/2% des gesamten Einkommens gehabt, das der Einkommensteuer unterliegt, im Jahre 1954 dagegen 47%.

Abbildung 7

Verteilung der Steuerlast auf die besteuerten Einkommen: Einkommensteuerzahler



Die Darstellungsweise des Lorenzdiagrammes ist hier und in Abbildung 8 auf die Verteilung der Steuerleistung angewendet worden. Wir müssen uns die versteuerten Einkommen nach ihrer Größe geordnet denken. Dann zeigt ein beliebig gewählter Punkt der Kurve, wieviel Prozent der Steuerleistung auf den gewählten Prozentsatz des besteuerten Einkommens entfällt. So liest man aus der Kurve für 1933 ab, daß 90% der besteuerten Einkommen etwa zwei Drittel der Steuerleistung erbrachten, das heißt, daß auf die obersten 10% der Einkommen etwa ein Drittel der Steuerleistung entfiel. Auf dieselben obersten 10% der Einkommen entfiel 1953 nur ein Fünftel, 1954 etwas weniger als ein Viertel der Steuerleistung. Die Verteilung der Steuerleistung unter den Selbständigen war also 1953 weniger progressiv als 1933; als Folge der großen Steuerreform 1953 ist die Progressivität im Jahre 1954 wieder gestiegen. Das Gesagte gilt allerdings nur für den oberen Teil der Verteilung. Im unteren Teil überschneiden sich die Kurven, die Verteilung der Steuerleistung ist hier anscheinend ungleicher geworden.

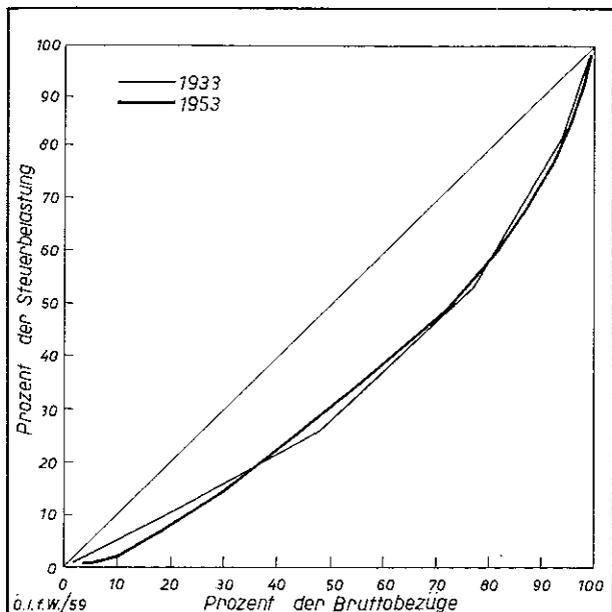
Diese Zunahme der Ungleichheit ist allerdings zum Teil nur scheinbar: Das steuerliche Existenzminimum war 1953 relativ geringer als 1933, so daß ein größerer Anteil der niedrigen Einkommen erfaßt wurde. Die nicht buchmäßig erfaßten Einkommen (Landwirtschaft, Kleingewerbe) waren 1953 im Verhältnis zu 1933 gering bewertet. Das bedeutete eine Unterschätzung der niedrigen Einkommen. Schließlich hat auch die Haushaltsbesteuerung zu einer scheinbaren Konzentration der Einkommen geführt. Alle diese Momente erklären aber die Zunahme der Ungleichheit nur zum Teil.

Bei den Lohnsteuerträgern bestätigen die Lorenzkurven, daß von 1933 auf 1953 die Ungleich-

heit der Verteilung abgenommen hat (Abb. 6). Ein Vergleich des Bildes mit Abbildung 5 zeigt aber, daß diese Abnahme nicht so stark war wie die Zunahme der Ungleichheit bei den Selbständigen.

Abbildung 8

Verteilung der Steuerleistung auf die besteuerten Einkommen: Lohnsteuerzahler



In der Verteilung der Steuerleistung auf die Einkommen der Unselbständigen ist zwischen 1933 und 1953 keine auffallende Änderung eingetreten. Die Überschneidung im unteren Teil der Kurve beruht darauf, daß 1953 viel mehr von den niedrigen Einkommen erfaßt wurden als 1933

Alles Gesagte bezieht sich auf das Einkommen vor Abzug der Steuer. Eine Schichtung nach den Stufen des Einkommens nach Steuerabzug ist in Österreich nicht verfügbar. Es soll jedoch hier ein Versuch gemacht werden, die Technik der Lorenzkurven in folgender Weise auf die Besteuerung anzuwenden: Auf der Abszisse werden die kumulativen Prozentsätze des Einkommens aufgetragen, auf der Ordinate die Prozentsätze der Steuer (Abbildung 7). Die Kurve zeigt also die — von der Steuergesetzgebung beabsichtigte — Ungleichheit der Verteilung der Steuer: So haben 1933 die obersten 10% des Einkommens der Selbständigen etwa ein Drittel der Steuerleistung erbracht, 1954 allerdings nur weniger als ein Viertel und 1953 nur 20%. Das Bild zeigt ebenso wie die gerade erwähnten Zahlen deutlich, daß die Verteilung der Einkommensteuer von 1933 auf 1954 weniger ungleich geworden ist, in dem Sinne, daß die höchsten Einkommen einen weniger großen Prozentsatz der Steuerleistung einbringen. Das bedeutet aber auch,

daß der Ungleichheit der Einkommensverteilung durch die Besteuerung weniger stark entgegenwirkt wird als vorher. Vor der großen Einkommensteuerreform im Jahre 1953 war die Ungleichheit der Steuerverteilung am geringsten; durch die Steuerreform (die Anfang 1954 in Kraft trat) ist die Progressivität der Einkommensteuer merklich gestiegen, in dem Sinne, daß sich der Anteil der höchsten Einkommen an der Steuerleistung erhöht hat.

Eine analoge Untersuchung der Lohnsteuer (Abb. 8) zeigt zwischen 1933 und 1953 keine erhebliche Veränderung in der Verteilung der Steuerleistung auf das Einkommen. Allerdings sind hier wegen der großen Verschiedenheit der Erhebungsmethoden die Daten der Vor- und Nachkriegszeit schwer vergleichbar.

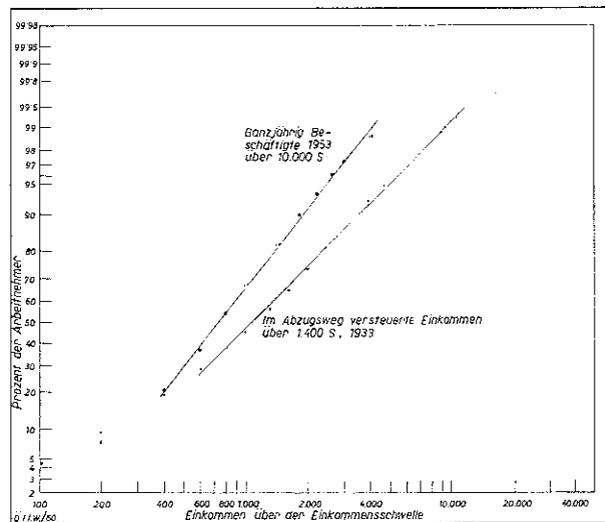
Logarithmisch-normale Verteilungen

Die Lorenzkurven enthalten im Prinzip ebensoviel Angaben wie eine Häufigkeitsverteilung, also etwa eine log-normale Verteilung, die sich den gegebenen Daten anpaßt. Man kann die Ungleichheit der Einkommensverteilung an der Streuung einer solchen Verteilung messen, zwischen Lorenz-

Abbildung 9

Die Verteilung der Arbeitnehmer nach dem Einkommen, 1933 und 1953

(Dargestellt auf logarithmischem Wahrscheinlichkeitspapier)



Dargestellt ist die Verteilung der Arbeitnehmer nach dem Überschuß ihres Einkommens über eine bestimmte Grenze (1.400 S im Jahre 1933, 10.000 S im Jahre 1953). Die Arbeitnehmer unter dieser Grenze bleiben unberücksichtigt. Auf diese Weise erhält man eine Verteilung, die sich annähernd der log-normalen anpaßt (ausgenommen an den beiden Enden). Die Streuung der Verteilung ist 1953 geringer als 1933, ein weiteres Anzeichen für die Nivellierung der Arbeitnehmereinkommen in dem genannten Zeitraum.

koeffizient und Streuung der log-normalen Verteilung besteht auch eine einfache mathematische Beziehung¹⁾.

Die Verwendung der log-normalen Verteilung wird nun dadurch erschwert, daß sie sich den Einkommenschichtungen bei den niedrigen sowie bei den höchsten Einkommen schlecht anpaßt. Zum Teil sind Defekte des statistischen Materials schuld daran. Jugendliche Arbeiter, insbesondere Lehrlinge, Halbtagsarbeiter usw bilden eine eigene Verteilung, die so stark von der allgemeinen Einkommenschichtung abweicht, daß ihre Einbeziehung das Bild stört. Wir können aller Erfahrung nach die log-normale Verteilung den Daten am besten anpassen, wenn wir den Überschuß der Einkommen über ein gewisses Minimum betrachten, und die darunter liegenden Einkommen vernachlässigen (um so mehr als die Angaben über diese niedrigen Einkommen ohnehin unvollständig sind).

Für die Vorkriegsdaten etwa kann das steuerliche Existenzminimum 1400 S als Grenze gewählt werden. Wir wollen im folgenden die Arbeitnehmer betrachten, weil gerade für sie eine weitere Analyse in Anbetracht der mangelhaften Daten notwendig erscheint. Für die Nachkriegszeit erweist sich die Wahl einer Grenze von 10 000 S als günstig für die Anpassung der Kurve (Abb. 9). Das entspricht ungefähr dem aufgewerteten Vorkriegsexistenzminimum. Die Verteilungen weichen trotz Ausschaltung der kleinen Einkommen von der log-normalen an beiden Enden ab. Wenn wir diese Abweichungen vernachlässigen und die Verteilung als log-normal ansehen, können wir die Streuung (z. B. durch eine graphische Methode) schätzen und daraus den Lorenzkoeffizienten berechnen²⁾. Es ergibt sich für 1933 (im Abzugweg Besteuerte) ein Lorenzkoeffizient von 0,27, für 1953 (ganzjährig Beschäftigte nach der Lohnsteuerstatistik) ein solcher von 0,20.

Es muß betont werden, daß diese Berechnungen sehr grob sind (Dasselbe gilt allerdings für die meisten Berechnungen auf diesem Gebiete in

¹⁾ Vgl J Aitchison and J A C. Brown, op. cit p. 112. Der Lorenzkoeffizient ergibt sich auf der Standardabweichung σ der log-normalen Verteilung nach der Formel

$$L = 2 N \left(\frac{\sigma}{\sqrt{2}} \middle| 0, 1 \right) - 1,$$

wobei $N(x|0, 1)$ das Integral unter der Fehlerkurve (Normalverteilung) mit arithmetischem Mittel 0 und Dispersion 1 von $-\infty$ bis x ist. (Die Standardabweichung σ bzw. die Dispersion σ^2 der log-normalen Verteilung bezieht sich auf das logarithmisch gemessene Einkommen, also auf die rechte Verteilung in Abb. 1.)

²⁾ Bei der Berechnung wird von der Formel in der

fast allen Ländern) Die Hauptschwäche liegt darin, daß in der Anpassung der log-normalen an die gegebene Verteilung ein Element der Willkür liegt (Vernachlässigung der extremen Werte) und daß wir die Einkommen unterhalb einer gewählten Grenze überhaupt vernachlässigen. Allerdings haben wir über diese niedrigen Einkommen ohnehin keine zuverlässigen, erschöpfenden und eindeutigen Angaben

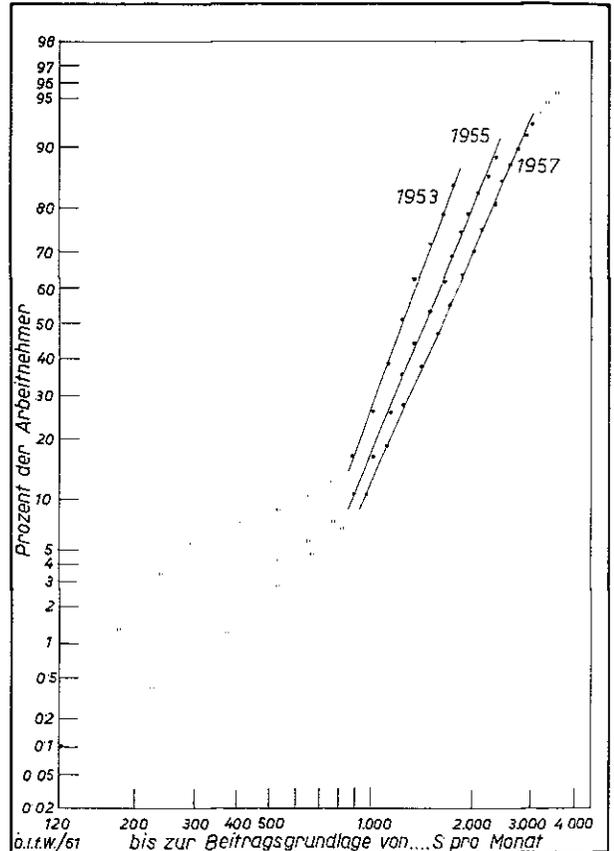
Die Entnivellierung bei den Unselbständigen

Wie weit hat sich die oben festgestellte Entwicklung der Einkommensverteilung seit 1953 ge-

Abbildung 10

Die Verteilung der Unselbständigen nach ihrem Einkommen 1953, 1955 und 1957: Daten der Wiener Gebietskrankenkasse

(Dargestellt auf logarithmischem Wahrscheinlichkeitspapier)



Die Verteilung der Arbeiter und Angestellten nach ihrem Einkommen ist in den mittleren Schichten annähernd logarithmisch-normal. Die Wellenlinie im unteren Teil für 1953 erklärt sich dadurch, daß die Lehrlinge in diesem Jahr eingeschlossen sind. Die Kurven werden von 1953 bis 1957 weniger steil, das heißt die Streuung der Verteilung nimmt zu. Darin äußert sich die Entnivellierung der Einkommen.

vorigen Fußnote ausgegangen, doch muß außerdem noch die gewählte Einkommenschwelle berücksichtigt werden. J. Aitchi-

Tabelle 8/1

Wiener Gebietskrankenkasse
(Arbeiter und Angestellte, ohne Hausgehilfen und Hausbesorger)

Bis zur Beitragsgrundlage von S	Aufsummierte Prozentzahlen 1953 ¹⁾	1955 ²⁾
120	0 1	
180	1 3	
240	3 4	
300	5 2	
420	7 1	
540	8 8	4 1
660	10 4	5 7
780	12 5	7 6
900	16 8	10 7
1 020	26 0	16 7
1 140	37 9	25 7
1 260	50 7	35 1
1 380	62 0	44 1
1 500	71 6	53 3
1 620	78 6	61 2
1 740	84 0	68 1
1 860		74 1
1 980		78 8
2 100		82 9
2 220		86 0
2 340		88 7

1) Mit Lehrlingen — 2) Ohne Lehrlinge

Tabelle 8/2

Wiener Gebietskrankenkasse, Februar 1957,
Verteilung der Pflichtversicherten nach der
Beitragsgrundlage

(Ohne Lehrlinge, Hausgehilfen und Hausbesorger)

Bis zur Beitragsgrundlage von S	Arbeiter	Angestellte	Zusammen
Aufsummierte Prozentzahlen			
225	0 4	0 3	0 4
375	1 3	1 0	1 2
525	2 8	2 6	2 7
675	4 7	4 2	4 5
825	7 0	5 9	6 6
975	11 6	9 0	10 6
1 125	20 5	14 7	18 3
1 275	32 0	20 6	27 7
1 425	43 7	27 0	37 4
1 575	54 3	34 1	46 7
1 725	63 5	41 5	55 2
1 875	71 6	49 0	63 1
2 025	78 4	56 2	70 0
2 175	84 4	62 0	75 9
2 325	88 9	67 3	80 7
2 475	92 6	71 4	84 6
2 625	94 8	75 3	87 5
2 775	96 5	78 1	89 6
2 925	97 4	80 7	91 1
3 075	98 1	83 2	92 5
3 225	98 7	85 2	93 6
3 375	99 1	86 7	94 4
3 525	99 4	88 2	95 2

son and J. A. C. Brown, op. cit p 115). Wenn L der nach der früheren Formel berechnete Lorenzkoeffizient ist, so ergibt sich der Lorenzkoeffizient bei der Wahl einer Einkommensschwelle τ (in unserem Fall 1.400 S bzw. 10.000 S) wie folgt

$$L_{\tau} = \frac{\alpha}{\tau + \alpha} L,$$

wobei α das arithmetische Mittel der log-normalen Verteilung ist.

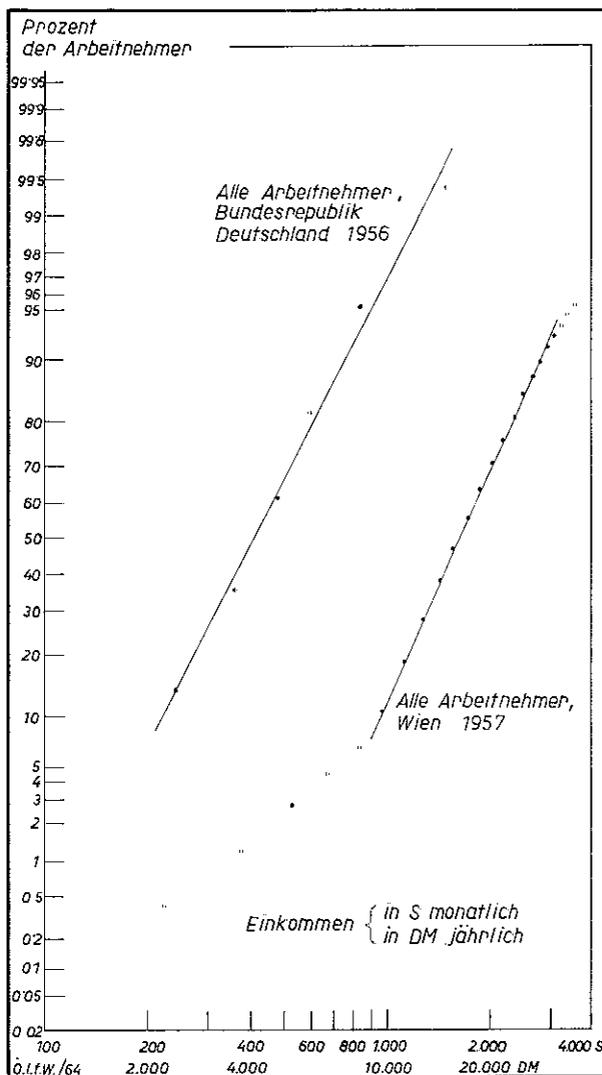
ändert? Diese Frage ist insbesondere bei den Arbeitern und Angestellten naheliegend: Wieweit haben die Bestrebungen zu einer *Entnivellierung* der Einkommen der Unselbständigen die vorangegangene Nivellierung wettgemacht?

Da die Lohnsteuerkarten seit 1953 nicht aufgearbeitet worden sind und erst für 1957 wieder aufgearbeitet werden sollen, geben nur die Angaben der Wiener Gebietskrankenkasse Aufschluß über

Abbildung 11

Verteilung der Arbeitnehmer nach ihrem Einkommen in Österreich und der Bundesrepublik Deutschland

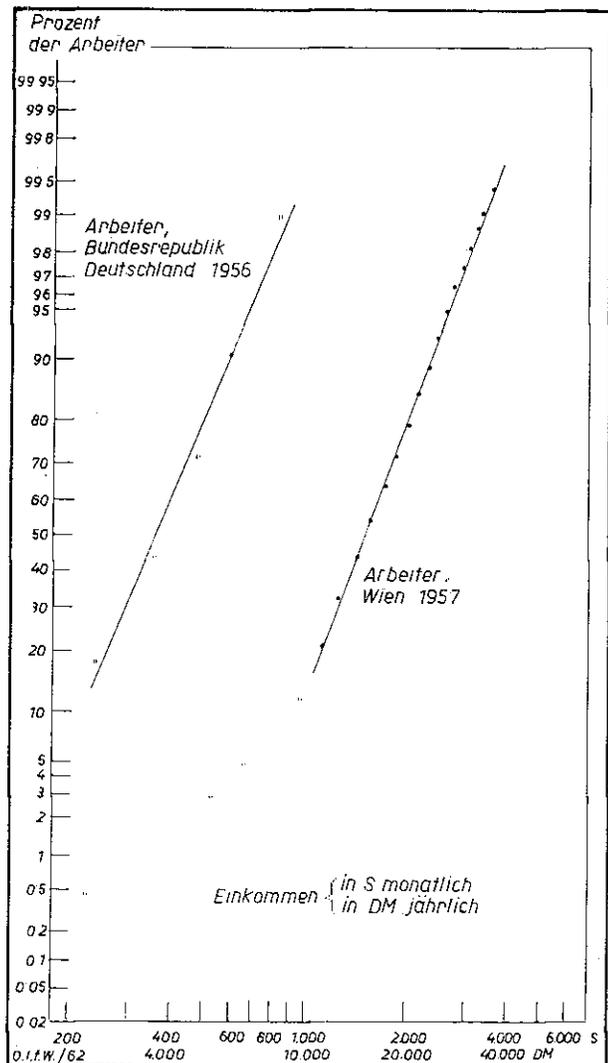
(Dargestellt auf logarithmischem Wahrscheinlichkeitspapier)



Die Verteilung der Arbeitnehmer nach dem Einkommen ist in Österreich und in der Bundesrepublik anscheinend ziemlich ähnlich. Die Streuung ist in der Bundesrepublik, wenn man Arbeiter und Angestellte zusammen betrachtet, vielleicht etwas größer. Der geringe Unterschied in der Verteilung widerspricht allerdings nicht der Annahme, daß die Prämie für hochqualifizierte Arbeit in der Bundesrepublik höher ist als in Österreich

Abbildung 12

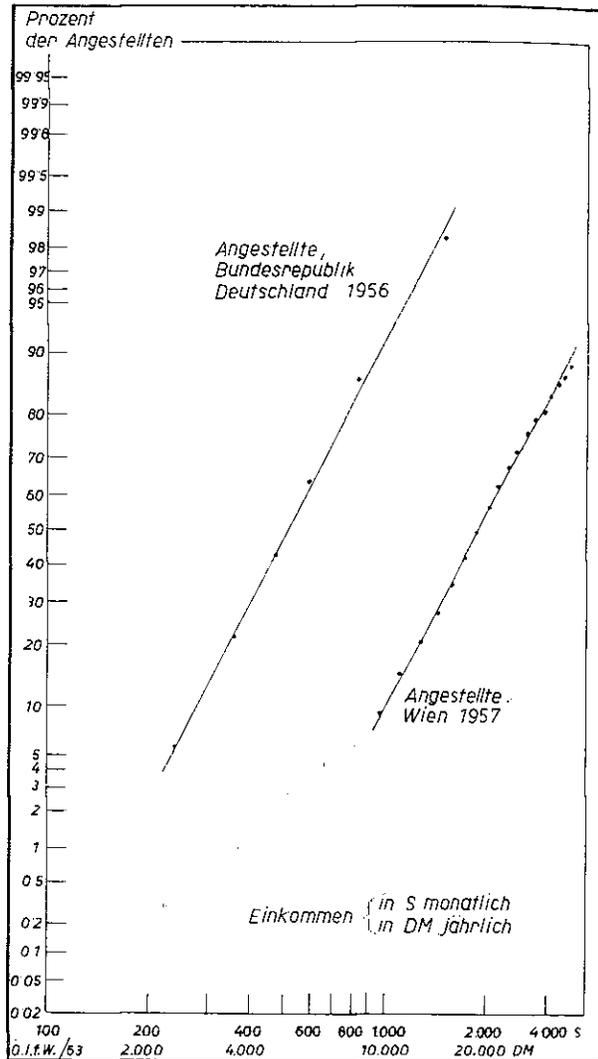
Verteilung der Arbeiter nach ihrem Einkommen in Österreich und der Bundesrepublik Deutschland (Dargestellt auf logarithmischem Wahrscheinlichkeitspapier)



die Schichtung der Einkommen. Diese Daten sind annähernd log-normal verteilt (Abb. 10) und lassen leicht erkennen, daß die Verteilungskurven für 1953, 1955 und 1957 immer weniger steil werden. Die Dispersion einer log-normalen Verteilung, die sich den Daten in der Verteilungsmitte, d. h. etwa zwischen 10% und 90% der Einkommens-träger anpaßt, ist in den angegebenen Jahren von 0,11 auf 0,15 bzw. 0,17 gestiegen. Dem entsprechen Lorenzkoeffizienten von 0,19, 0,21 und 0,23. Diese Zahlen illustrieren den Entnivellierungsprozeß. Ob dadurch die vorangegangene Nivellierung, die im Vergleich zur Vorkriegszeit festzustellen war, rückgängig gemacht worden ist oder nicht, kann auf Grund der verfügbaren Daten nicht entschieden werden.

Abbildung 13

Verteilung der Angestellten nach ihrem Einkommen in Österreich und der Bundesrepublik Deutschland (Dargestellt auf logarithmischem Wahrscheinlichkeitspapier)



Ein Vergleich mit der Einkommenschichtung der Unselbständigen in der Bundesrepublik Deutschland zeigt¹⁾, daß dort die Ungleichheit der Verteilung recht ähnlich, vielleicht etwas größer ist als bei uns (Abb. 11 bis 13, Tabelle 9).

Besonders die getrennte Darstellung der Verteilung für Arbeiter und Angestellte zeigt kaum einen Unterschied in der Dispersion. Das ist überraschend: Würde man doch erwarten, daß in der Bundesrepublik die „Qualifikationsprämie“, also etwa der Mehrverdienst des qualifizierten Arbeiters im Vergleich zum Hilfsarbeiter, des Diplomingenieurs im Vergleich zum Ingenieur höher ist

¹⁾ Die Schichtung der Arbeitnehmereinkommen in der Bundesrepublik Deutschland. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Wochenbericht, 24. Jg., Nr. 33, Berlin 1957.

Tabelle 9

Bundesrepublik Deutschland, Verteilung der Arbeitnehmer

Einkommen bis zu (DM)	Arbeiter	Angestellte	Alle Arbeitnehmer
2 400	17 6	5 8	13 9
3 600	43 1	21 8	35 8
4 800	71 2	42 9	61 9
6 000	90 2	63 8	81 9
8 400	99 0	86 2	95 1
15 000	100 0	98 3	99 4

Q: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung. Wochenbericht August 1957.

als in Österreich. Auch unter diesen Voraussetzungen läßt sich aber eine ähnliche Einkommensschichtung erklären, wenn nämlich die hohen Qualifikationen zahlenmäßig in Deutschland relativ weit weniger stark besetzt sind als bei uns, wie das etwa im Fall der Ingenieure zweifellos der Fall ist. Im Vergleich zu Österreich gibt es in der Bundesrepublik weit weniger Diplomingenieure als Mittelschulingenieure. Die gleiche Dispersion des Einkommens kann sich hier sehr leicht ergeben, trotz höherer Prämie für die akademisch geschulten Ingenieure, weil sie eben zahlenmäßig relativ weniger stark vertreten sind. Derselbe Umstand mag auch bei anderen Qualifikationen wirksam sein.

Diese Erwägungen lassen erkennen, daß man die Ungleichheit der Einkommensverteilung nicht ohneweiters mit dem Ausmaß der Qualifikationsprämien gleichsetzen kann. Das ist auch bei der Interpretation der zeitlichen Entwicklung der Einkommensverteilung in Österreich mit zu berücksichtigen.

Bemerkungen über das Haushaltseinkommen

Da die Schichtung der Haushaltseinkommen in Österreich nicht bekannt ist, dient das folgende nur als vorläufiger Orientierungsbehelf. Man kann sich den Haushaltseinkommen (brutto) von zwei Seiten nähern, einmal von der Seite der Einzeleinkommen und zum andernmal von der Seite der Haushaltsausgaben, über die eine Stichprobenerhebung¹⁾ Aufschluß gibt.

Man kann mit Sicherheit erwarten, daß die Verteilung nach dem Einkommen bei den Haushalten *ungleicher* ist als bei den einzelnen Einkommensempfängern. Die Ungleichheit der Haushaltseinkommen resultiert nämlich aus zwei Umständen, aus der Ungleichheit der Einzeleinkommen und aus der Ungleichheit der Zahl der Verdienner pro Haushalt. Statistisch gesprochen addieren sich die Di-

¹⁾ Forschungsstelle zur Aufstellung volkswirtschaftlicher Bilanzen: Der Verbrauch der städtischen Bevölkerung Österreichs, Wien 1956.

spersionen der beiden Variablen, wenn sie im logarithmischen Maßstab gemessen sind. Allerdings ist dabei noch ein Korrektivposten abzuziehen: Es besteht aller Vermutung nach eine negative Korrelation zwischen Einzeleinkommen und Zahl der Verdienner im Haushalt (bei höherem Einkommen des Mannes werden Frau und halbwüchsige Kinder weniger häufig arbeiten). Diese Korrelation wirkt natürlich nivellierend auf das Familieneinkommen, d. h. der Umstand, daß bei den Ärmeren mehr Verdienner im Haushalt sind, wirkt ausgleichend auf die Verteilung des Haushaltseinkommens, dieser Ausgleich geht aber in der Praxis nicht so weit, die vorhin erwähnte Grundtendenz aufzuheben: Daß nämlich die Verteilung der Haushaltseinkommen ungleicher ist als die der Einzeleinkommen.

Wenn wir uns dem Haushaltseinkommen von der Konsumseite nähern, sind zwei Unterschiede zu berücksichtigen: 1. der Anteil der Besteuerung und der Sozialabgaben und 2. der Anteil des Sparens am Einkommen. Beide, Steueranteil und Sparanteil, variieren von Haushalt zu Haushalt. Wenn wir daher von der Verteilung der Haushalte nach dem Konsum ausgehend — die uns aus der Stichprobenerhebung wenigstens schätzungsweise bekannt ist — auf ihre Verteilung nach dem Bruttoeinkommen (Einkommen vor Abzug der Steuern und Sozialabgaben) schließen wollen, müssen wir die Dispersion der Steuer- und Sparanteile berücksichtigen. Besonders wichtig ist aber hier, daß eine starke positive Korrelation zwischen dem Bruttoeinkommen pro Haushalt und dem Sparanteil bzw. dem Steueranteil am Einkommen besteht. Diese Korrelation hat die Tendenz, die Streuung des Nettoeinkommens und um so mehr die des Bruttoeinkommens größer zu machen als die Streuung der Konsumausgaben. Der Saldo der Einwirkungen auf die Dispersion ist allerdings von vornherein nicht bestimmt²⁾. Es

²⁾ Schreiben wir für das Bruttoeinkommen y , das Nettoeinkommen y' , die Konsumausgaben c , den Anteil des Nettoeinkommens am Bruttoeinkommen t und den Anteil der Konsumausgaben am Nettoeinkommen s . Dann ist $yts = y's = c$, und wenn man die Variablen logarithmisch mißt, so besteht folgendes Verhältnis zwischen den entsprechenden Dispersionen:

$$\sigma_y^2 = \sigma_c^2 - \sigma_t^2 - \sigma_s^2 - 2 R_{yt} \sigma_y \sigma_t - 2 R_{ys} \sigma_y \sigma_s$$

$$\sigma_{y'}^2 = \sigma_c^2 - \sigma_s^2 - R_{y's} \sigma_{y'} \sigma_s$$

R_{yt} und R_{ys} sind die Korrelationskoeffizienten zwischen dem Bruttoeinkommen und den Koeffizienten t bzw. s , alle logarithmisch gemessen. Diese Korrelationskoeffizienten sind natürlich negativ (bei steigendem Einkommen sinkt der steuerfreie Teil des Einkommens, ebenso der Anteil des Konsums); die entsprechenden Glieder in der obigen Gleichung haben also das entgegengesetzte Vorzeichen zu den Dispersionen

scheint, nach Erfahrungen anderer Länder, daß die Nettoeinkommen als Folge des progressiven Steuersystems weniger ungleich verteilt sind als die Brutto-

einkommen. Zwischen der Verteilung der Haushalte nach Nettoeinkommen und nach Konsumausgaben besteht nach einer schwedischen Berechnung¹⁾ (die sich allerdings auf Arbeitnehmer und Pensionisten beschränkt) nicht allzuviel Unterschied, was die Streuung anlangt.

Tabelle 10

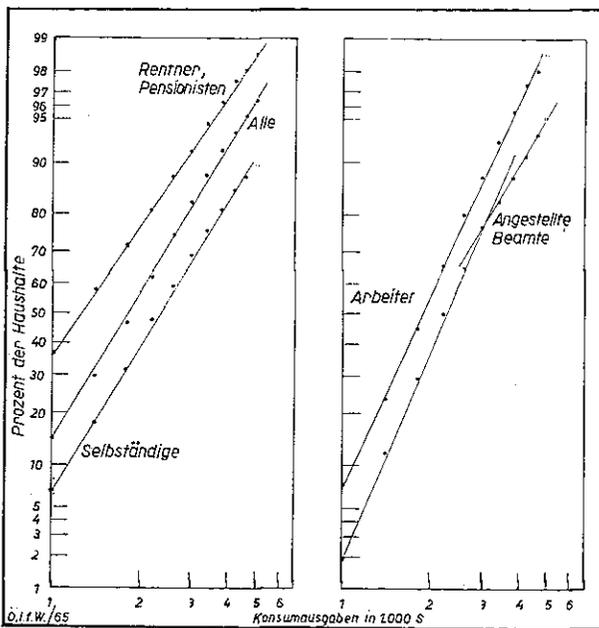
Verteilung der Haushalte nach Konsumausgaben

Ausgabenstufen monatliche Ausgaben bis ... S	Aufsummierte Prozentzahlen der Haushalte				
	Alle	Selbstständige	Angestellte Beamte	Arbeiter	Rentner Pensionisten
1 000	14 6	6 9	1 9	7 5	36 4
1 400	29 2	17 5	11 2	23 2	57 0
1 800	46 7	31 6	29 9	44 5	71 6
2 200	62 9	47 0	49 7	65 5	80 7
2 600	74 4	58 4	64 2	79 2	87 4
3 000	82 9	68 6	76 1	87 8	91 5
3 400	88 0	75 6	82 5	92 8	94 8
3 800	91 3	80 5	87 3	95 7	96 3
4 200	93 7	84 8	90 7	97 4	97 5
4 600	95 1	87 1	93 3	97 9	98 0
5 000	96 4	89 4	95 2	98 6	98 6

Abbildung 14

Verteilung der Haushalte nach der Höhe der Konsumausgaben

(Dargestellt auf logarithmischem Wahrscheinlichkeitspapier)



Die obigen Verteilungen sind in guter Annäherung logarithmisch-normal. Bei den Angestellten scheint die Verteilung in zwei Teile zu zerfallen, niedrige und höhere Angestellte, die verschiedene Dispersion haben.

σ_x^2 und σ_y^2 Die positiven Glieder werden das Übergewicht haben, wenn σ entsprechend klein, der Korrelationskoeffizient aber groß ist. Da nach den Erfahrungen anderer Länder mit progressivem Steuersystem die Verteilung des Bruttoeinkommens ungleicher ist als die des Nettoeinkommens, dürfte $2 |R_{xy}| > \sigma_x$ sein.

Andererseits können die positiven und negativen Glieder sich weitgehend ausgleichen; das würde die im Text erwähnte Ähnlichkeit der Verteilung von Konsumausgaben und Nettoeinkommen erklären: wenn man annimmt, daß

$$2 |R_{y's} \sigma_y'| \cong \sigma_x$$

dann ist $\sigma_y' \cong \sigma_x$.

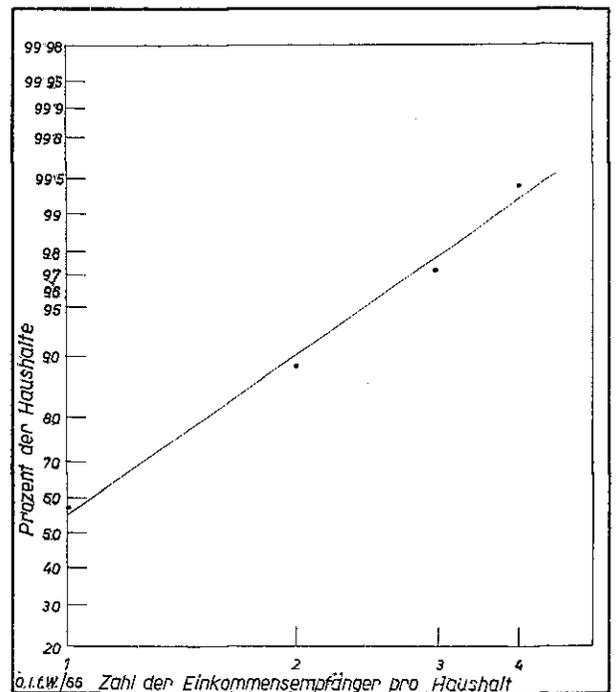
Wir wollen nun einen Blick auf die kärglichen Zahlen werfen, die uns zur Verfügung stehen. Nach der Konsumerhebung ergeben sich für die Verteilung der Haushalte nach Konsumausgaben folgende Dispersionen (logarithmischer Maßstab):

	Alle Haushalte	Selbstständige	Arbeiter
Standardabweichung (σ)	0 53	0 57	0 43
Dispersion (σ^2)	0 29	0 32	0 18
Lorenzkoeffizient	0 29	0 31	0 24

Abbildung 15

Verteilung der Haushalte nach der Zahl der Einkommensempfänger

(Dargestellt auf logarithmischem Wahrscheinlichkeitspapier)



Die Verteilung der Haushalte nach Einkommensempfängern ist annähernd logarithmisch-normal

Die Verteilung der Zahl der Einkommensempfänger ist aus Tabelle 11 zu ersehen. Versuchen wir nun, die Verteilung der Haushaltseinkommen für Arbeiter aus den Einzeleinkommen zu konstruieren

¹⁾ Socialstyrelsen: Levnadskostnaderna År 1952, p. 64. Stockholm 1956

Das durchschnittliche Arbeitereinkommen für 1954/55 sei mit 1420 S geschätzt (ohne Land- und Forstarbeiter). Multipliziert mit der durchschnittlichen Zahl der Verdienner pro Arbeiterhaushalt, 1'6, gibt das ein durchschnittliches Haushaltseinkommen von 2.280 S. Verglichen damit sind die durchschnittlichen Konsumausgaben von 2.057 S hoch; es ist allerdings zu bedenken, daß die Arbeiterhaushalte Einkommen anderer Kategorien (insbesondere von Angestellten) enthalten, die im Durchschnitt höher sind.

Tabelle 11

Verteilung der Haushalte nach der Zahl der Einkommensempfänger

	Zahl der Einkommensempfänger pro Haushalt					
	0	1	2 in Prozent	3	4	5 und mehr
Alle Haushalte	0.1	57.0	31.4	8.8	2.2	0.5
Selbständige	—	45.3	33.9	14.2	4.6	2.0
Angestellte und Beamte	0.1	58.9	31.6	7.7	1.5	0.2
Arbeiter	—	54.8	34.3	8.4	2.0	0.5
Pensionisten u. Rentner	0.3	61.2	27.9	8.1	2.2	0.3

Die Dispersion der Arbeitereinkommen (Wiener Gebietskrankenkasse 1955) beträgt 0'11, die Dispersion der Zahl der Verdienner in Arbeiterhaushalten 0'18, die Summe der Dispersionen ist also 0'29. Davon ist eine Korrektur in Abzug zu bringen, die der Korrelation zwischen Einkommen und Zahl der Verdienner Rechnung trägt; diese Korrektur kann höchstens 0'28 (bei einem Korrelationskoeffi-

zienten von 1) betragen, sie wird aber in Wirklichkeit weit geringer sein, da die Korrelation zwischen Einkommen und Zahl der Verdienner im Haushalt vermutlich nicht sehr eng ist.

Ziehen wir nun zum Vergleich die Schichtung der Arbeiterhaushalte nach den Konsumausgaben heran. Die Dispersion beträgt hier 0'18. Die Dispersion der Bruttoeinkommen der Haushalte ist wahrscheinlich größer und dürfte daher zwischen den Grenzen von 0'18 und 0'29 liegen. Sie ist also größer als die Dispersion der Verteilung der einzelnen Arbeiter, die 0'11 beträgt. Die Dispersion der Nettoeinkommen wird sich von der der Konsumausgaben nicht allzu stark entfernen.

Zum Vergleich seien nur zwei ausländische Zahlen angegeben. Die Dispersion der Haushaltsausgaben in Schweden (1950) ist 0'31, etwas größer als bei uns (0'29). Die Dispersion der Bruttoeinkommen der Haushalte¹⁾ in England (nach dem Oxford Saving Survey) ist 0'36.

Die vorstehenden Ausführungen können nur einen notdürftigen Ersatz für eine Kenntnis der Schichtung der Haushaltseinkommen bilden. Es wäre sehr wünschenswert, wenn diese Schichtung, etwa im Rahmen einer Stichprobenerhebung, festgestellt würde, da sie von großer sozialer und wirtschaftlicher Bedeutung ist.

¹⁾ Genauer: Einkommenseinheiten, die enger als Haushalte definiert sind.