
Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik
Revue suisse d'Economie politique et de Statistique

Herausgegeben von der Schweizerischen Gesellschaft für Statistik und Volkswirtschaft

Publiée par la Société suisse de Statistique et d'Economie politique

Redaktion/Rédaction: Prof. Dr. Baltensperger

122. Jahrgang/122^e année Heft/Fasc. 2 Juni/Juin 1986

Die personelle Einkommens- und
Vermögensverteilung der Schweiz 1982

Von Robert E. Leu, Brigitte Buhmann und René L. Frey, Basel*

1. Einleitung

Der Stand der personellen Einkommens- und Vermögensverteilung ist von großer sozialpolitischer Bedeutung. Auf besonderes Interesse stößt dabei die sog. Wohlstands-(Sekundär-)verteilung, d.h. die personelle Verteilung des verfügbaren Einkommens und Vermögens nach Abzug der direkten Steuern in einem gegebenen Kalenderjahr. Die Wohlstandsverteilung ergibt sich aus einem komplexen Zusammenspiel von Marktkräften und staatlichen Aktivitäten. An ihr kann abgelesen werden, ob sich die je nach politischer Herkunft unterschiedlichen globalen oder gruppenspezifischen verteilungspolitischen Zielsetzungen praktisch realisiert haben. Meßziffern der Wohlstandsverteilung können dabei im politischen Bereich sowohl den Charakter von Erfolgs- als auch von Zielindikatoren haben.

* Institut für Sozialwissenschaften, Universität Basel. Die Autoren sind Dr. W. Schweizer für die sorgfältige Datenerhebung, den kantonalen Steuerverwaltungen für ihre Mitwirkung bei diesem aufwendigen Unterfangen, Prof. S. Schach für die Entwicklung des in Anhang I dargestellten Gewichtungsmodells sowie den Teilnehmern des DISENTIS-SEMINARS 1985, speziell Bruno S. Frey sowie Georges Enderle und Thomas Höhn für zahlreiche Denkanstöße zu großem Dank verpflichtet. Die vorliegende Arbeit ist Teil eines vom Schweizerischen Nationalfonds unterstützten Forschungsprojekts «Theoretische und empirische Grundlagen der Verteilungspolitik in der Schweiz» (Kredit Nr. 1.455.0.81).

In der vorliegenden Arbeit wird die Wohlstandsverteilung der Schweiz 1982 anhand von Steuerdaten dokumentiert und ausgewertet. Anliegen der Studie ist es, zu einer Versachlichung der Diskussion um Verteilungsfragen beizutragen und verteilungsrelevante politische Entscheidungen nach Möglichkeit zu erleichtern und zu verbessern. Gegenüber den beiden wichtigsten früheren Erhebungen dieser Art (*Ernst* 1983; *Schweizer* 1980) ergeben sich im wesentlichen drei Unterschiede: 1. Die Daten beziehen sich auf 1982 und sind damit bedeutend aktueller. 2. Die Stichprobe ist repräsentativ (mit Einschränkungen) für Schweizer Bürger und voll repräsentativ für niedergelassene Ausländer und deckt damit ein größeres Bevölkerungsspektrum ab. 3. Die Auswertung ist methodisch dem in der Zwischenzeit weiter fortgeschrittenen Stand der internationalen Forschung angepaßt und ermöglicht damit besser gesicherte Aussagen (vgl. diesbezüglich auch *Gilliand* 1982 und *Lüthi* 1983).

Im folgenden Abschnitt 2 werden Stichprobe, Datenerhebung und das speziell für diese Studie entwickelte Gewichtungsmo­dell kurz skizziert. In Abschnitt 3 werden die wichtigsten methodischen Aspekte, nämlich die Definitionen von Einkommen und Vermögen, die Möglichkeiten zur Berücksichtigung demographischer Haushaltsmerkmale sowie die für Verteilungsanalysen zur Verfügung stehenden Auswertungsmethoden diskutiert. Die Ergebnisse finden sich in Abschnitt 4. Abschnitt 5 schließlich enthält eine Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse sowie die Schlußfolgerungen.

2. Stichprobe, Datenerhebung und Gewichtungsmo­dell

Die nachstehend ausgewerteten Einkommens- und Vermögensdaten wurden sekundärstatistisch bei den kantonalen Steuerverwaltungen erhoben¹. Aus finanziellen und auswertungstechnischen Gründen wurde dabei die gleiche Stichprobe wie bei der ersten gesamtschweizerischen Gesundheitsbefragung SOMI-POPS² im Rahmen des Nationalen Forschungsprogrammes 8 (Wirtschaftlichkeit und Wirksamkeit im Gesundheitswesen) verwendet³. Grundgesamtheit dieser Stichprobe ist die erwachsene Schweizer Wohnbevölkerung, definiert als Schweizer Bürger und Ausländer mit Niederlassungsbewilligung ohne bevor-

¹ Die Datenerhebung wurde von Dr. Willy Schweizer, Institut für empirische Sozialforschung, Frauenkappelen, durchgeführt. Für eine ausführlichere Darstellung vgl. *Buhmann* (in Vorbereitung).

² SOMIPOPS = Sozio-medizinisches Indikatorensystem für die *Population* der Schweiz, Projekt Nr. 4.350.0.79.08 des Schweizerischen Nationalfonds (Projektleitung: Prof. Dr. med. F. Gutzwiller, PD Dr. R.E. Leu, Dr. H.-R. Schulz und Dr. med. E. Zemp). Für eine ausführliche Darstellung vgl. *Gutzwiller et al.* 1985.

³ Im Gegensatz zur SOMIPOPS-Stichprobe wurden die Adressen für die sekundärstatistische Datenerhebung auch für die Stadt Zürich aus dem Stimmregister gezogen.

mundete, sonst nicht stimmberechtigte oder im Erhebungszeitraum im Ausland weilende Personen (vgl. *Gutzwiller et al. 1985*). Die Ziehung der Adressen erfolgte für Schweizer Bürger nach dem Berner Stichprobenplan (*Fritschi et al. 1976*) über das Stimmregister des Bundesamtes für Statistik separat nach Sprachregion. Jede Sprachregion wurde nach Groß- und Kleingemeinden geschichtet. In den Großgemeinden ermittelte man die Adressen als einfache Zufallsstichprobe, wobei der Stichprobenumfang proportional zur Einwohnerzahl der Gemeinde festgelegt wurde. Aus den Kleingemeinden jeder Sprachregion wurden einzelne Gemeinden mit einer Wahrscheinlichkeit proportional zu ihrer Größe in der Sprachregion bestimmt (Klumpenverfahren, wobei als minimale Klumpengröße 12 Elemente festgelegt wurden). Damit wies jede erwachsene Person pro Sprachregion die gleiche Ziehungswahrscheinlichkeit auf. Über die Sprachregion hinweg wurde dieses Prinzip durchbrochen, indem die italienische und in geringerem Umfang die französische Sprachregion in der Stichprobe aus auswertungstechnischen Gründen (Mindeststichprobenumfang für die regionale Auswertung) bewußt überrepräsentiert wurden. Das Sample der Ausländer wurde als einfache Zufallsstichprobe über das Zentrale Ausländerregister (ZAR) bestimmt. Insgesamt wurden die Adressen von 6055 Schweizern⁴ und 981 Ausländern gezogen. Von diesen 7036 Adressen konnten 6908 ausgewertet werden, was einer Ausschöpfungsrate von 98.2% entspricht.

Die Ziehung der Schweizer Bürger nach dem Berner Stichprobenplan, das Oversampling der Tessiner und Welschschweizer, die Verwendung der personenbezogenen SOMIPOPS-Stichprobe für die Auswertung der auf Steuereinheiten basierenden Einkommens- und Vermögensdaten sowie gewisse Unzulänglichkeiten beim Ziehen der Adressen (vgl. *Gutzwiller et al. 1985*) haben zur Folge, daß die Stichprobe für repräsentative Datenauswertungen gewichtet werden muß (vgl. *Gilliand 1982* sowie *Lüthi 1983*). Zu diesem Zweck wurde ein spezielles Gewichtungsmo­dell entwickelt, das in Anhang I dargestellt ist⁵. Dieses besteht aus zwei Elementen: einer Umgewichtung zum Ausgleich der Ziehungswahrscheinlichkeiten (regionaler Gewichtungsfaktor sowie Reduktion des Gewichts von verheirateten Steuereinheiten um die Hälfte) und einer Gewichtung zur Korrektur der Merkmalsabweichungen der Stichprobe im Vergleich zur Volkszählung 1980. Die Gewichtung zum Ausgleich der regional und nach Zivilstand unterschiedlichen Ziehungswahrscheinlichkeiten hat zur Folge, daß die geschätzten Varianzen im allgemeinen nicht mehr (asymptotisch) erwartungstreu sind. Damit können alle in Abschnitt 4 dargestellten, auf den

⁴ Nach Berücksichtigung der Nachziehung über das Stimmregister in der Stadt Zürich.

⁵ Das Gewichtungsmo­dell wurde von Prof. S. Schach, Institut für mathematische Statistik und Anwendungen der Universität Dortmund entwickelt.

gewichteten Daten basierenden Hypothesentests einer größeren als der unterstellten Irrtumswahrscheinlichkeit unterliegen⁶. Die zusätzliche Umgewichtung zur Korrektur der Merkmalsabweichungen der Stichprobe von der Volkszählung 1980 bewirkt, daß auch die Schätzgrößen (Mittelwerte etc.) nicht mehr im exakten Sinn unverzerrt sind, da ja der Mechanismus, der zu den Abweichungen geführt hat, nicht bekannt ist und damit bei der Umgewichtung auch nicht entsprechend berücksichtigt werden kann. Die Umgewichtung sollte aber die ohne Gewichtung zu erwartende Verzerrtheit der Schätzgrößen stark reduzieren und damit eine bessere Approximation an die Wirklichkeit ermöglichen. Alle Auswertungen in Abschnitt 4 werden daher mit den gewichteten Daten durchgeführt.

3. Methodische Aspekte

Die Analyse der personellen Einkommens- und Vermögensverteilung ist naturgemäß eher deskriptiv und kann sich nur beschränkt auf die ökonomische Theorie abstützen. Gerade deshalb ist es wichtig, die ausgewiesenen Indikatoren sowie ihre Interpretations- und Verwendungsmöglichkeiten sorgfältig zu diskutieren. Methodisch stellen sich dabei vor allem drei Probleme: die Definition des wirtschaftlichen Wohlstandes, die Berücksichtigung des demographischen Haushaltsprofils und die Festlegung der Auswertungsmethoden, insbesondere der zu verwendenden Lage- und Verteilungsmaße.

Definition des wirtschaftlichen Wohlstandes

Im Gegensatz zum in der ökonomischen Theorie relevanten (individuellen) Wohlfahrtsbegriff (welfare, well-being) wird Wohlstand durch objektive, von subjektiven Wertungen möglichst unabhängige Indikatoren der materiellen Versorgungslage beschrieben (Weber & Jochimsen 1965: 348). Wohlstand mißt den faktischen Verfügungsspielraum über Güter und Leistungen, die zur Bedürfnisbefriedigung zur Verfügung stehen, unabhängig davon, ob sie am Markt gehandelt werden. Nicht der Nutzen als Ausdruck der individuellen Wertschätzung einer gegebenen Versorgungslage, sondern die Versorgungslage selbst ist die relevante Bezugsgröße. In operationalisierter Form setzt sich der so definierte wirtschaftliche Wohlstand aus drei Komponenten zusammen: Einkommen, Vermögen und nicht monetäre öffentliche Leistungen (Realtransfers). In Übereinstimmung mit dem bei Verteilungsanalysen üblichen Vorgehen

⁶ Es gibt zwar Verfahren zur Schätzung erwartungstreuer gewichteter Varianzen. Diese sind aber äußerst aufwendig und die Varianzen werden leicht zu instabilen Größen (Cochran 1972: 309 und 313), so daß in der vorliegenden ergebnisorientierten Arbeit auf ihren Einsatz verzichtet wird.

werden staatliche Realtransfers und ihre Auswirkungen auf die Wohlstandsposition der erfaßten Haushalte in diesem Beitrag ausgeklammert. Sie sind Gegenstand einer separaten Untersuchung über die Umverteilungswirkungen des Staatshaushaltes, die sog. Budgetinzidenz⁷. Zur Debatte steht damit nur noch die Versorgungslage der privaten Haushalte bezüglich Einkommen und Vermögen. Entsprechend wenden wir uns als nächstes der Definition dieser beiden Wohlstandsindikatoren zu.

In der finanzwissenschaftlichen Literatur finden sich jahrzehntelange Kontroversen zur Frage eines theoretisch befriedigenden und praktikablen *Einkommenskonzepts* im Zusammenhang mit der Definition der Steuerbemessungsgrundlage. Ökonomisch relevant und heute auch weitgehend akzeptiert ist die sog. Haig-Simons-Definition (Rosen 1985: 336). Danach entspricht Einkommen dem Wert des Konsums in einer Periode zuzüglich der (positiven oder negativen) Nettoveränderung des Vermögens in der gleichen Periode (vgl. auch Atkinson 1983: 39)⁸. Praktisch ist dieser umfassende Einkommensbegriff über die hier verwendeten steuerstatistisch erhobenen Einkommens- und Vermögensdaten nur mit beträchtlichen Abstrichen quantifizierbar. Nicht oder nur unvollständig erfaßt werden dabei die folgenden Einkommenselemente:

- *Wertänderungen des Vermögens*: In einem umfassenden Einkommenskonzept sollten sowohl realisierte als auch nicht realisierte Wertänderungen des Vermögens als Einkommen ausgewiesen werden. Bei Kapitalgewinnen ist dies nach schweizerischem Steuerrecht aber nur teilweise der Fall. Beispielsweise sind Kapitalgewinne auf beweglichen Vermögen in den meisten Kantonen steuerfrei und werden daher hier ausgeschlossen. Nichtrealisierte Wertänderungen des Vermögens werden steuerlich aus naheliegenden Gründen überhaupt nicht erfaßt. Da Realwertbesitzer vornehmlich oberen Einkommensklassen angehören, unterschätzen Steuerstatistiken die Einkommenskonzentration aus diesen Gründen systematisch.
- *Lohnnebenleistungen (fringe benefits)*: Lohnnebenleistungen wie Werkskantinen, interne Bildungs- und Weiterbildungszentren, Freizeit- und Sportangebote, pauschale Tarifrabatte und Vorzugspreise, persönliche Spesen, Geschäftswagen etc. gewinnen zunehmend an Bedeutung, vor allem wohl für mittlere und obere Angestellte sowie für Selbständige. Sie entziehen sich aber jeder steuerlichen Erfassung. Auch aus diesem Grund dürften Steuerstatistiken tendenziell ein zu egalitäres Verteilungsbild ausweisen.
- *Kalkulatorische Einkommensäquivalente*: Neben Geldeinkommen müßte ein umfassendes Einkommenskonzept auch alle dem Haushalt zufließenden

⁷ Vgl. Leu, Frey & Buhmann 1985 sowie Buhmann (in Vorbereitung).

⁸ Eine ausführliche Diskussion alternativer Einkommensdefinitionen findet sich in Goode (1977).

Güter und Leistungen als Einkommen bewerten, die nicht über den Markt gehandelt werden. Dazu gehören insbesondere die in der Landwirtschaft zum Eigenverbrauch produzierten Güter und die Haushaltsarbeit einerseits sowie der von dauerhaften Konsumgütern fließende Leistungsstrom andererseits. Die Hausarbeit wird in der Statistik überhaupt nicht, das Naturaleinkommen der Landwirte nur sehr ungenügend erfaßt. Leistungen dauerhafter Konsumgüter werden mit Ausnahme der Eigennutzung von Wohn- und Hauseigentum ebenfalls nicht erfaßt. Eigenmieten werden zwar ausgewiesen, doch dürften die maßgeblichen steuerlichen Ansätze in aller Regel unter der Marktmiete liegen. Aus den erwähnten Gründen wird die wirtschaftliche Lage der Landwirte, der Nichterwerbstätigen (bzw. der Haushalte mit mindestens einer nichterwerbstätigen Person) sowie der Haus- und Wohnungseigentümer tendenziell unterschätzt.

Statistisch nicht erfaßte Geldeinkommen: Dazu gehören alle Einkommen, welche durch Steuerhinterziehung oder Steuervermeidung (Schwarzarbeit etc.) statistisch nicht in Erscheinung treten. Es gibt zwar Schätzungen über die Größe der Schattenwirtschaft in der Schweiz (Weck et al. 1986). Über die Verteilung der Schwarzarbeit auf einzelne Einkommensschichten existiert dagegen keine empirische Evidenz. Ebenfalls nicht abschätzbar ist der Einfluß von Steuerhinterziehung und -vermeidung auf die steuerstatistisch ermittelte Einkommensverteilung. Zwar steigt der Anreiz mit steigendem Einkommen und sind die konkreten Möglichkeiten bei den Selbständigen eher größer als bei den Arbeitnehmern. Schlüssige quantitative Folgerungen lassen sich daraus aber nicht ableiten.

Zusammenfassend ergibt sich, daß die Mängel und Lücken der steuerstatistisch erfaßten Einkommensdaten die Aussagefähigkeit der in Abschnitt 4 dargestellten Ergebnisse in verschiedener Hinsicht deutlich einschränken. Die resultierenden Verzerrungen können in einigen Fällen wenigstens qualitativ bestimmt werden. In anderen ist man auf reine Spekulationen angewiesen. Verzerrungen ergeben sich insbesondere auf zwei Ebenen: bei den Verteilungsmaßen (tendenziell zu egalitäres Bild) sowie bezüglich Versorgungslage einzelner Berufsgruppen (Landwirte und Selbständige schneiden tendenziell zu schlecht ab).

Nach diesen datenbedingten Einschränkungen des Einkommenskonzepts bleiben drei Fragen offen: Brutto- oder Nettoeinkommen, nominelle oder reale Einkommen sowie Länge der betrachteten Zeitperiode. In Anlehnung an das in Wohlstandsverteilungsanalysen übliche Vorgehen wird im folgenden das verfügbare (Netto-) Einkommen verwendet. Dieses erhält man, indem man vom Bruttoeinkommen die direkten Steuern sowie die Sozialversicherungsbeiträge subtrahiert. Das Bruttoeinkommen seinerseits ergibt sich als Summe aus Erwerbs-

Transfer-, Vermögens- sowie sonstigen Einkommen. Eine Bereinigung für regionale Preisniveauunterschiede wird nicht vorgenommen, weil ein valider regionaler Preisindex vorläufig nicht existiert⁹. Die Ergebnisse von Hill (1984) werden aber für die qualitative Interpretation der Ergebnisse in Abschnitt 4 herangezogen. Als Betrachtungszeitraum schließlich wird das Jahr 1982 gewählt. Kürzere Perioden als ein Jahr eignen sich für Einkommensverteilungsanalysen nicht, weil der Einkommensverlauf im Jahreszyklus berufsspezifische oder andere systematische Schwankungen aufweisen kann. Außerdem ist auch die Steuerstatistik auf Jahresbasis konzipiert. Die Verwendung eines längeren Zeitraums im Sinne eines permanenten Einkommens ist bei Wohlstandsanalysen deswegen wenig geeignet, weil üblicherweise die Versorgungslage in einem bestimmten Zeitpunkt im Vordergrund des Interesses steht.

Vermögen wird allgemein als «Summe all dessen, was als Quelle zukünftiger Einkommensströme angesehen werden kann» (Friedmann 1969) oder auch als «Summe der Aktiva zu einem bestimmten Zeitpunkt, vermindert um den Wert der Verbindlichkeiten» (Krelle et al. 1968: 13) definiert. Dieser ebenso umfassende wie abstrakte Vermögensbegriff wird bei der Untersuchung der personellen Vermögensverteilung durch die unvollständige Erfassung des Vermögens in der Steuerstatistik noch weit stärker beschränkt, als dies beim Einkommen der Fall ist. Erstens werden verschiedene Vermögenskomponenten, z.B. das Konsumtivvermögen oder das Humankapital, steuerlich nicht erfaßt. Zweitens werden die in der Steuerstatistik enthaltenen Vermögenskomponenten zum Steuerwert erfaßt, der in der Regel erheblich unter dem Marktwert liegt. Drittens werden kleine Vermögen wegen der Steuerfreigrenze, die außerdem kantonally unterschiedlich ist, oft nicht deklariert und viertens schließlich besteht auch beim Vermögen das Problem der Steuerhinterziehung und -vermeidung. Diese Datenlücken und Bewertungsprobleme haben zur Folge, daß Steuerdaten ein systematisch verzerrtes Bild der Wirklichkeit geben. Die in Abschnitt 4 ausgewiesene Vermögensverteilung ist weit weniger aussagefähig als die ebenfalls dort dargestellte Einkommensverteilung.

Zwei Aspekte haben bei der Ermittlung der Vermögensverteilung in früheren Arbeiten spezielle Beachtung gefunden: die Korrektur des Steuerwertes von Liegenschaften sowie die Berücksichtigung von Rentenanwartschaften bei der Sozialversicherung. Bei gesamtschweizerischen Untersuchungen steht man bezüglich Liegenschaften einmal vor dem Problem, daß die Bewertungsgrundlagen interkantonal stark differieren. Mit Hilfe der sog. «Wehrsteuereffizienten» läßt sich dieses Problem meistern. Zum andern aber differieren Verkehrs- und amtlicher Wert der Liegenschaften in den meisten Fällen stark.

⁹ Vorgesehen ist, die gleiche Analyse in einem zweiten Schritt mit preisbereinigten Daten vorzunehmen (vgl. Buhmann, in Vorbereitung).

Im Gegensatz zu *Ernst* (1983) wird eine Korrektur der amtlichen Steuerwerte hier nicht vorgenommen, weil kantonsspezifische Korrekturfaktoren nur für einzelne Kantone zur Verfügung stehen.

Als zweites stellt sich die Frage, ob Sozialversicherungsansprüche (Rentenansparungen bei der AHV und der beruflichen Vorsorge) als Vermögenskomponente berücksichtigt werden sollten. Wir vertreten hier die Ansicht, daß solche Ansprüche für Wohlstandsanalysen nicht relevant sind, weil sie nicht beliebig, sondern im Prinzip erst bei Erreichen der Altersgrenze einlösbar sind. Bei Wohlstandsanalysen interessiert jedoch, wie erwähnt, die materielle Versorgungslage der Haushalte in der Lebenslage, in welcher sie sich im Untersuchungszeitraum gerade befinden.

Berücksichtigung der demographischen Haushaltsstruktur

Die einzelnen Haushalte (Steuereinheiten)¹⁰ unterscheiden sich u. a. in ihrer Größe und Altersstruktur. Ob diese demographischen Haushaltsmerkmale bei der Auswertung berücksichtigt werden sollten, ist umstritten und hängt von der Fragestellung ab. Dabei lassen sich zwei Extremfälle unterscheiden. *Wohlfahrtsvergleiche* zwischen Familien mit unterschiedlichem demographischem Profil sind, wie *Pollak & Wales* (1979) gezeigt haben, auch unter sehr restriktiven Annahmen (identische Präferenzen) mit den gängigen, auf Konsumausgaben basierenden («bedingten») Äquivalenzskalen nicht möglich. Kern des Arguments ist, daß Familiengröße und -struktur in industrialisierten Ländern Wahlvariable und demographische Haushaltsprofile entsprechend Präferenzäußerungen darstellen (vgl. in ähnlichem Sinn *Lebergott* 1976, Kapitel 1). Umgekehrt werden in der praktischen *Sozialpolitik* für verschiedene Aufgaben Wohlstandsindikatoren benötigt, die das demographische Haushaltsprofil berücksichtigen. So kann der Kreis der Anspruchsberechtigten sozialpolitischer Transferprogramme in vielen Fällen nur unter Berücksichtigung der Familienstruktur festgelegt werden, geht es dabei doch um die Sicherung eines gesellschaftlich (politisch) akzeptierten minimalen Konsum- bzw. Versorgungsniveaus für alle Gesellschaftsmitglieder unter dem Gesichtspunkt der Bedarfsgerechtigkeit.

Offen bleibt damit die Frage, ob demographische Haushaltsmerkmale wie im vorliegenden Beitrag auch bei *allgemeinen Einkommensverteilungs-* (*Wohlstands-*) *analysen* über das gesamte Einkommensspektrum hinweg in Rechnung gestellt werden sollten. Die Antwort hängt von verteilungspolitischen Wertvorstellungen ab. Geht man davon aus, daß Familien mit unterschiedlichem demographischen Profil auch oberhalb eines minimalen Versorgungsniveaus unter sonst gleichen Umständen den gleichen Lebensstandard aufweisen sollten, wird

¹⁰ Haushalt wird im folgenden synonym zu Steuereinheit verwendet, obwohl die beiden Begriffe nicht vollständig deckungsgleich sind.

man um demographische Strukturmerkmale bereinigte Wohlstandsindikatoren vorziehen. Interpretiert man umgekehrt die demographische Familienstruktur im Sinne der ökonomischen Theorie als Reflex rationalen Wahlverhaltens, wird man eher der Haushaltsbetrachtung den Vorzug geben¹¹. Da eine eindeutige Antwort nicht möglich ist, werden in Abschnitt 4 alternativ Einkommensindikatoren mit und ohne Anpassung an die Familienstruktur ausgewiesen. Beim Vermögen dagegen beschränken wir uns auf die Haushaltsbetrachtung.

Technisch können demographische Strukturmerkmale bei Verteilungsanalysen auf drei Ebenen in die Untersuchung miteinbezogen werden: Bei der Konstruktion eines über alle Haushalte hinweg vergleichbaren Einkommensindikators, bei der Frage, welches Gewicht den einzelnen Haushalten mit unterschiedlicher demographischer Struktur zugeordnet werden soll (*Danziger & Taussig* 1979) und bei der Einordnung der Haushalte in eine aufsteigende Einkommensrangfolge. Für die Konstruktion eines *Einkommensindikators* gibt es dabei prinzipiell drei Möglichkeiten: das absolute Haushaltseinkommen Y (Gewicht 1 für den Haushaltsvorstand, Gewicht 0 für die übrigen Haushaltsmitglieder im Nenner), das Pro-Kopf-Einkommen Y/n (Gewicht 1 für alle n Haushaltsmitglieder im Nenner) und das auf erwachsene Konsumeinheiten bezogene äquivalente Einkommen Y/n^* (abnehmendes Gewicht für jedes zusätzliche Familienmitglied nach Maßgabe einer Äquivalenzskala im Nenner). Für die Verwendung des Haushaltseinkommens spricht wie erwähnt die Überlegung, daß die demographische Familienstruktur (für Erwachsene) eine Wahlvariable darstellt. Das Pro-Kopf-Einkommen weist keine besonderen Vorzüge auf, außer daß es eine traditionelle Meßziffer und leicht zu berechnen ist. Insbesondere ignoriert dieses Maß Skalenerträge bei zunehmender Haushaltsgröße und ordnet der Freizeit sowie der Hausarbeit implizit einen Wert von Null zu (*Danziger et al.* 1982: 10). Eine intermediäre Position nehmen die Äquivalenzskalen ein, welche jedem zusätzlichen Haushaltsmitglied ein den abnehmenden zusätzlichen Konsumausgaben entsprechendes abnehmendes Gewicht zuzuordnen.

¹¹ Dies bedeutet nicht, daß die in der Steuergesetzgebung institutionalisierte Berücksichtigung der Familiengröße aus ökonomischer Sicht automatisch abzulehnen wäre. Zwar sind diese ohne Rücksicht auf die Einkommenslage festgeschriebenen Steuerabzugsmöglichkeiten unter dem Gesichtspunkt der *Bedarfsgerechtigkeit* ein Unding, wird doch einmal mehr eine sozialpolitisch erwünschte Maßnahme (Steuerabzüge für kinderreiche Familien im untersten Einkommensbereich) durch eine undifferenzierte Anwendung auf die Gesamtheit der Steuerzahler (Gießkannenprinzip) ihrer Effizienz beraubt. Solche Steuerabzüge lassen sich aber alternativ über das Prinzip der *Leistungsgerechtigkeit* rechtfertigen (vgl. *Pollak & Wales* 1979: 220). Kinderlose Haushalte, so die Argumentation, profitieren davon, daß in anderen Haushalten zukünftige Erwerbstätige heranwachsen, die via Sozialversicherung das Einkommen der kinderlosen Haushalte im Rentenalter sicherstellen. Steuerabzugsmöglichkeiten nach Maßgabe der Familiengröße sind ein mögliches Instrument zur Abgeltung dieser Leistungen.

Äquivalenzskalen können grundsätzlich auf drei Arten ermittelt werden (vgl. auch Sen 1979: 292): über beobachtete Konsumausgaben (vgl. z.B. Van der Gaag & Smolensky 1982), durch Expertenbefragungen (vgl. z.B. Orshansky 1965) oder mit Hilfe von subjektiven Minimalbedarfsschätzungen befragter Bevölkerungsgruppen (vgl. Van Praag et al. 1982). Erstere haben den Vorteil, daß die Gewichte direkt aus beobachteten Konsumausgaben geschätzt werden können und nicht exogen vorgegeben werden müssen. Sie werden daher von Ökonomen üblicherweise bevorzugt. Problematisch an diesen Skalen ist jedoch, speziell bei Anwendungen im sozialpolitischen Bereich, daß die *durchschnittliche* Variation der Konsumausgaben in Abhängigkeit von der demographischen Haushaltsstruktur geschätzt und daß dieser Durchschnitt anschließend via Äquivalenzskala stillschweigend zur Norm erhoben wird. Dabei ist nicht einzusehen, warum z.B. für die Bestimmung einer Armutsgrenze gerade die durchschnittliche Konsumvariation maßgeblich sein sollte (vgl. in ähnlichem Sinn Pollak & Wales 1979: 220). Auf Expertenurteilen basierende Äquivalenzskalen haben demgegenüber den Vorteil, daß sie auf die Bedürfnisse spezifischer sozialpolitischer Programme zugeschnitten werden können. Dem steht als Nachteil gegenüber, daß Expertenurteilen immer etwas Willkürliches anhaftet. Auf subjektiven Bedarfsschätzungen beruhende Äquivalenzskalen schließlich werden von Ökonomen immer noch mehrheitlich mit einer gewissen Skepsis betrachtet. Im politischen Prozeß dürfte die Akzeptanz solcher Skalen noch wesentlich geringer sein.

Auch für die *Gewichtung* der Haushalte im Hinblick auf die Messung der Einkommensverteilung gibt es drei Möglichkeiten: Man kann jeden Haushalt als *eine* Einheit (Gewicht 1 für alle Haushalte), als n Einheiten (Gewicht = Zahl der Haushaltsmitglieder) oder als n^* Einheiten (abnehmendes Gewicht für jedes zusätzliche Haushaltsmitglied nach Maßgabe einer Äquivalenzskala) behandeln. Insgesamt ergibt sich damit eine 3×3 -Matrix von Möglichkeiten zur Berücksichtigung der Haushaltsstruktur (Atkinson 1983: 53). Allerdings sind nicht alle neun Möglichkeiten gleich sinnvoll. So verletzt eine gleiche Gewichtung aller Haushalte (Gewicht = 1) fundamentale Anforderungen individualistischer gesellschaftlicher Wohlfahrtsfunktionen, weil implizit jedem Haushaltsmitglied ein mit zunehmender Haushaltsgröße abnehmendes Gewicht zugeordnet wird (Danziger & Taussig 1979: 336). Umgekehrt impliziert ein Gewicht von n (= Anzahl Haushaltsmitglieder), daß alle Haushaltsmitglieder den gleichen Zugriff auf die Einkommensquellen des Haushalts haben (egalitäre intrafamiliäre Einkommensverteilung). Diese Hypothese ist nicht realistisch. Man tappt hier im Moment jedoch im Dunkeln, weil die Frage der intrafamiliären Einkommensverteilung noch kaum erforscht ist. Um so schwerer fällt ins Gewicht, daß das gebräuchlichste Verteilungsmaß, der Gini-Koeffizient (vgl. unten) sehr sensitiv, aber weitgehend unsystematisch auf die Art und Weise

reagiert, wie die demographische Haushaltsstruktur im Rahmen der beschriebenen neun Möglichkeiten berücksichtigt wird (*Danziger & Taussig* 1979). Bei der Interpretation von Gini-Koeffizienten, speziell im Quervergleich mit andern Studien, ist daher auch aus diesem Grund Vorsicht am Platz.

O'Higgins et al. (1985: 11) haben kürzlich darauf hingewiesen, daß die Haushaltsstruktur bei Quantilanalysen zusätzlich für die *Einordnung der Haushalte in eine aufsteigende Einkommensrangfolge* eine Rolle spielt. Als Rangordnungskriterium kann auch hier das Haushaltseinkommen Y , das Pro-Kopf-Einkommen Y/n oder das Einkommen pro Konsumenteneinheit Y/n^* verwendet werden. Je nach benutztem Kriterium ändert sich die Rangfolge der Haushalte in der Einkommenspyramide (-parade). Die Gesamtzahl der Möglichkeiten zur Berücksichtigung der demographischen Haushaltsmerkmale steigt bei der Quantilanalyse damit auf 27.

Mit *O'Higgins* et al. (1985: 12) wird hier die Ansicht vertreten, daß für Einkommensanalysen vor allem die drei in Tabelle 1 dargestellten Kombinationsmöglichkeiten im Vordergrund stehen. Für die Vergleichbarkeit mit früheren Studien eignet sich die erste Kombination, die die Verteilung des Haushaltseinkommens über die Haushalte zeigt, wobei als Rangordnungskriterium ebenfalls das Haushaltseinkommen verwendet wird. Die zweite Kombination eignet sich zur Untersuchung der Verteilung des Haushaltseinkommens in der Bevölkerung (Gewicht 1 für jedes Haushaltsmitglied), wobei auch hier sinnvollerweise das Haushaltseinkommen als Rangordnungskriterium im Vordergrund steht. Will man schließlich die Verteilung des pro Haushaltsmitglied zur Verfügung stehenden Lebensstandards messen (Kombination (3) in Tabelle 1), ist der geeignete Wohlstandsindikator Y/n^* . Auch in diesem Fall wird man am ehesten jedem Haushaltsmitglied (mit dem Einkommen Y/n^*) das gleiche Gewicht zuordnen (n Elemente pro Haushalt) und für allfällige Quantilanalysen auch Y/n^* als Rangordnungskriterium verwenden.

Tabelle 1
Ausgewählte Möglichkeiten zur Berücksichtigung
der demographischen Haushaltsmerkmale^a.

Kombination	Einkommensindikator	Haushaltsgewichtung	Rangordnungskriterium
(1)	Y	1	Y
(2)	Y	n	Y
(3)	Y/n^*	n	Y/n^*

^a Y = verfügbares Haushaltseinkommen;

n = Anzahl Haushaltsmitglieder;

n^* = mit einer Äquivalenzskala gewichtete Zahl der Haushaltsmitglieder
(= erwachsene Konsumenteneinheiten).

In Abschnitt 4 wird die Verteilung des Einkommens nach den Kombinationen (1) und (3) und diejenige des Vermögens nach Kombination (1) ausgewiesen. Eine aus Konsumdaten geschätzte Äquivalenzskala existiert für die Schweiz bis heute nicht¹². Die Übertragung einer ausländischen, speziell nordamerikanischen Skala wie bei *Ernst* (1983) wird wegen zu großer Unterschiede im Konsumverhalten (Warenkorb) sowie in den relativen Preisen als nicht sinnvoll erachtet. Als Ausweg bietet sich eine Skala an, die implizit in den von der Schweizerischen Fürsorgekommission empfohlenen Richtlinien für die Ausrichtung von Unterstützungsbeiträgen enthalten ist. Die dabei zugrunde liegenden Einkommensgrenzwerte basieren u.a. auf dem Nahrungsmittelindex und dem durchschnittlichen Stundenlohn der Hilfsarbeiter in der Schweiz. Je nach Haushaltsstruktur nimmt diese Skala folgende Werte an: Einpersonenhaushalt: 100; Zweipersonenhaushalt: 150; Zweipersonenhaushalt + ein Kind: 189; Zweipersonenhaushalt + 2 Kinder: 219. Für jedes weitere Kind erhöht sich der Index gleichmäßig um 25 Punkte. Er liegt damit im Vergleich mit den international gebräuchlichen Skalen ungefähr in der Mitte (vgl. *Hauser & Engel* 1985: 49; *Atkinson* 1983:49). Aus Datengründen kann das Alter der Kinder dabei hier nicht berücksichtigt werden.

Lage- und Verteilungsmaße

Für Wohlstandsanalysen werden vor allem diverse Lage- und Verteilungsmaße verwendet. Lagemaße beschreiben das Einkommens- und Vermögensniveau, während Verteilungsmaße den Grad der Einkommens- und Vermögensungleichheit zum Ausdruck bringen. Als Lagemaße werden hier Mittelwert, Median und Quantilgrenze verwendet. Der Median beschreibt bekanntlich das Einkommens-(Vermögens-)niveau des mittleren Haushalts in der Einkommens-(Vermögens-)pyramide. Die Differenz zwischen Mittelwert und Median liefert Anhaltspunkte über die Schiefe der Verteilung. Je größer die Differenz, desto schief ist die Verteilung und vice versa.

Verteilungs- bzw. Ungleichheitsmaße messen die Streuung von Einkommen und Vermögen in der Bevölkerung. Überspitzt formuliert kann man sagen, daß sich in der Literatur annähernd gleich viele Verteilungsmaße finden, wie es Ökonomen gibt, die sich mit Fragen der personellen Einkommensverteilung beschäftigt haben. Die meisten dieser Verteilungsmaße sind eindimensional und invariant gegenüber proportionalen Einkommens-(Skalen-)transformationen. Sie unterscheiden sich aber in ihren Sensitivitätseigenschaften bezüglich Einkommenstransfers in verschiedenen Einkommensbereichen. Eine sorgfältige und ausführliche Übersicht findet sich in *Lüthi* 1981. Am häufigsten

¹² Eine entsprechende Studie ist am Institut für Sozialwissenschaften der Universität Basel im Gang (*Buhmann*, in Vorbereitung).

verwendet werden der Variationskoeffizient, das Entropie-Maß von Theil, der Gini-Koeffizient sowie das normative Verteilungsmaß von Atkinson. Für die folgenden Auswertungen beschränken wir uns auf den Gini-Koeffizienten. Die Konzentration auf ein einzelnes Ungleichheitsmaß läßt sich dadurch rechtfertigen, daß bei sich nicht schneidenden Lorenz-Kurven die meisten gängigen Verteilungsmaße von zwei Verteilungen diejenige als gleichmäßiger beschreiben, deren Lorenzkurve näher bei der Diagonalen liegt (*Atkinson* 1983: 54).

Der Gini-Koeffizient liegt bekanntlich zwischen Null und Eins, wobei die Verteilung um so gleichmäßiger ist, je näher der Indexwert bei Null liegt. Er eignet sich außerdem für eine anschauliche graphische Darstellung, entspricht er doch im Lorenz-Diagramm dem Verhältnis der Fläche zwischen Lorenz-Kurve und Diagonalen zur gesamten Dreiecksfläche unter der Diagonalen. Der Gini-Koeffizient ist invariant gegenüber proportionalen Veränderungen des Verteilungsmerkmals wie auch des Verteilungsträgers, weil beide Manipulationen Form und Lage der Lorenz-Kurve unverändert lassen. Die Sensitivität des Gini-Koeffizienten auf absolute Einkommenstransfers ist am größten im unteren Mittelbereich, d.h. in der Nähe des Modus (*Lüthi* 1981: 29).

4. Ergebnisse

Die Verteilung des verfügbaren Einkommens sowie des Vermögens der Schweizer Wohnbevölkerung ist in Tabelle 2 nach Bevölkerungsgruppen für das Jahr 1982 dargestellt. Ausgewiesen werden Mittelwert, Median und Gini-Koeffizient für das verfügbare Haushaltseinkommen gemäß Variante (1), für das verfügbare Einkommen pro Konsumenteneinheit und dessen personelle Verteilung gemäß Variante (3) sowie für das Vermögen pro Steuereinheit ebenfalls gemäß Variante (1) in Tabelle 1.

Tabelle 2
Verfügbares Einkommen und Vermögen der Schweizer Wohnbevölkerung 1982 (in 1000 Franken)

	Verfügbares Einkommen						Vermögen		
	Haushaltseinkommen (Y)			Einkommen pro Konsumenteneinheit (Y/n*)			Haushaltsvermögen		
	(Gewicht = 1)			(Gewicht = n) ¹			(Gewicht = 1)		
	Mittelwert	Median	Gini (× 1000)	Mittelwert	Median	Gini (× 1000)	Mittelwert	Median	Gini (× 1000)
Gesamte Wohnbevölkerung	37.9	34.3	337	26.4	23.8	284	123.9	26.0	813
Nationalität									
Schweizer	37.7	33.8	344	26.7	23.9	292	133.8	30.9	805
Niedergelassene Ausländer	39.2	38.3	271	24.3	22.8	220	37.5	3.5	821
Sprachregion									
Deutsche Schweiz	38.3	34.6	336	26.5	24.0	287	131.9	30.0	809
Französische Schweiz	37.9	33.9	340	26.5	23.4	276	104.6	18.6	826
Italienische Schweiz	32.3	29.6	340	23.5	21.7	282	95.7	12.9	784
Vorstand im Erwerbsalter ²									
Erwerbsfähige insgesamt	40.8	37.6	302	26.8	24.7	265	86.7	16.9	809
Erwerbstätige	42.3	38.5	383	27.2	24.9	254	82.6	38.5	807
Arbeitnehmer	42.4	39.4	245	27.5	25.7	218	58.5	14.4	780
Selbständige	56.4	43.8	396	32.3	23.8	380	287.8	96.5	784
Landwirte	30.1	28.1	274	16.2	14.5	245	137.6	81.5	646
übrige ³	18.5	11.4	507	17.4	13.9	424	45.3	6.5	891
Nichterwerbstätige	16.3	12.1	593	14.4	11.5	566	155.9	18.8	803
Vorstand im Rentenalter ⁴									
Rentner insgesamt	28.4	21.4	402	24.5	19.0	370	245.4	77.3	771
Erwerbstätige Rentner	44.5	33.4	483	34.3	26.7	465	442.2	115.1	805
Nichterwerbstätige Rentner	24.0	19.4	325	21.2	17.6	292	191.6	70.4	742

¹ n = Steuerpflichtige(r) + Ehefrau + Kinder + andere unterstützte Personen; n* = gewichtete Haushaltsgröße.

² Haushaltsvorstände im Alter zwischen 20 und 62/65 Jahren.

³ Haushaltsvorstände mit Erwerbseinkommen, aber ohne Angabe der Berufsgruppe.

Gesamte Wohnbevölkerung

Das auf die gesamte Wohnbevölkerung bezogene nominell verfügbare Haushaltseinkommen beläuft sich nach Tabelle 2 im Mittel auf knapp 38'000, das Einkommen des Medianhaushalts auf etwas mehr als 34'000 Franken. Das mit der Zahl der Haushaltsmitglieder gewichtete Einkommen pro Konsumenteneinheit liegt bei rund 26'000, der entsprechende Medianwert bei rund 24'000 Franken. Der Gini-Koeffizient ist bei der zweiten Betrachtungsweise deutlich niedriger. Da sich die entsprechenden Lorenz-Kurven nicht schneiden, ist das Einkommen pro Konsumenteneinheit damit eindeutig gleichmäßiger verteilt als das Haushaltseinkommen. Wesentlich ungleichmäßiger über die Steuereinheiten verteilt als das Einkommen ist das Vermögen. Der Gini-Koeffizient¹³ (multipliziert mit 1000) ist mit einem Wert von über 800 mehr als doppelt so hoch wie derjenige für das Haushaltseinkommen (337) und fast dreimal so hoch wie derjenige für die personelle Verteilung des Einkommens pro Konsumenteneinheit (284).

Nationalität

Die Untergliederung nach Nationalität zeigt, daß bei der haushaltsbezogenen Betrachtung sowohl das Durchschnitts- als auch das Medianeinkommen der Schweizer Bürger niedriger ist. Der Unterschied ist allerdings nur beim Medianeinkommen auf der üblichen Signifikanzstufe ($p = 0.05$) gesichert von Null verschieden¹⁴. Wegen der geringeren Familiengröße der Schweizer Bürger liegen die Verhältnisse beim Einkommen pro Konsumenteneinheit gerade umgekehrt, indem das Einkommen der Schweizer Bürger signifikant über demjenigen der Ausländer liegt. Die Verteilung des verfügbaren Einkommens gemäß Gini-Koeffizient ist in beiden Fällen bei den niedergelassenen Ausländern gleichmäßiger. Das Vermögen der Schweizer Haushalte schließlich ist deutlich höher als dasjenige der Ausländer und die Verteilung ist gleichmäßiger.

Die in Tabelle 2 ausgewiesenen Unterschiede im durchschnittlichen Einkommens- und Vermögensniveau widerspiegeln u.a. unterschiedliche *Strukturmerkmale* der beiden Bevölkerungsgruppen¹⁵. So sind Haushaltsvorstände mit ausländischer Nationalität vor allem in den unteren Altersklassen übervertreten, leben in größeren Familien, sind weniger oft teilerwerbstätig und häufiger mit erwerbstätigen Frauen verheiratet als die Schweizer. Umgekehrt

¹³ Gini-Koeffizient berechnet nach der Methode von Cheng et al. 1982, welche die Berücksichtigung negativer Vermögenswerte erlaubt.

¹⁴ Wie bereits in Abschnitt 2 erwähnt sind die geschätzten Varianzen wegen der Gewichtung der Daten nicht erwartungstreu. Die Ergebnisse der statistischen Tests auf Unterschiede in den Lagemaßen sind daher bloß als grobe Hinweise zu interpretieren.

¹⁵ Ermittelt über eine Logit-Schätzgleichung mit einer dichotomen abhängigen Variablen (1 = Schweizer Bürger, 0 = Ausländer).

finden sich bei den Schweizer Vorständen mehr Landwirte, Selbständige und Rentner. Kein Unterschied läßt sich dagegen bei den Haushaltsvorständen bezüglich Zivilstand und Anteil der Vollerwerbstätigen feststellen.

Sprachregionen

Bezüglich Sprachregionen zeigen sich vor allem Unterschiede zwischen dem Tessin und der übrigen Schweiz. Nach allen vier ausgewiesenen Lagemaßen ist das Einkommensniveau im Tessin signifikant tiefer als in der deutschen oder der französischen Schweiz. Der Unterschied ist dabei größer beim Durchschnitts- als beim Medianeinkommen und beim Haushaltseinkommen als beim Einkommen pro Konsumenteneinheit. Zwischen der deutschen und der französischen Schweiz ergeben sich nur geringfügige Unterschiede. Während das durchschnittliche Einkommen pro Konsumenteneinheit in beiden Landesteilen gerade gleich groß ist, zeigen die drei andern Lagemaße ein leicht höheres Einkommensniveau für die deutsche Schweiz an. Der Unterschied ist jedoch in keinem Fall statistisch signifikant. Bei der Interpretation dieser Ergebnisse ist zu beachten, daß sich auch der Unterschied zwischen dem Tessin und den übrigen Landesteilen tendenziell verringern dürfte, wenn regionale Kaufkraftunterschiede berücksichtigt werden könnten (vgl. Hill 1984). Wie Tabelle 2 weiter zeigt, unterscheidet sich der Gini-Koeffizient bezüglich Einkommensverteilung zwischen den Sprachregionen nur geringfügig. Da sich die entsprechenden Lorenz-Kurven alle schneiden, ist die Verteilung in keiner Sprachregion eindeutig gleichmäßiger als in den beiden andern. Die höchsten Vermögenswerte weisen die Haushalte in der deutschen, die niedrigsten diejenigen im Tessin auf. Wegen der großen Streuung ist allerdings keiner der Unterschiede statistisch gesichert von Null verschieden. Der Gini-Koeffizient als Maß der Vermögensungleichverteilung ist am höchsten für die französische Schweiz und am niedrigsten für das Tessin. Weil sich die Lorenz-Kurven in zwei von drei Fällen schneiden, ergibt sich nur eine eindeutige Aussage: Die Vermögensverteilung ist gleichmäßiger in der deutschen als in der französischen Schweiz.

Berufsgruppen im Erwerbsalter

In der unteren Hälfte von Tabelle 2 sind das verfügbare Einkommen und das Vermögen nach dem Status des Haushaltsvorstands im Lebenszyklus dargestellt. Bei den Haushalten mit einem Vorstand im Erwerbsalter ist das Einkommen nach allen ausgewiesenen Lagemaßen signifikant höher, wenn der Haushaltsvorstand erwerbstätig ist. Das Durchschnittseinkommen der Haushalte mit erwerbstätigem Vorstand ist dabei am höchsten für Selbständige, gefolgt von den Arbeitnehmern, den Landwirten sowie den «übrigen» Erwerbstätigen. Alle Einkommensunterschiede zwischen je zwei aufeinanderfolgenden Gruppen sind statistisch signifikant. Auch bezüglich Medianeinkommen ergibt

sich die gleiche Reihenfolge, wobei allerdings der Unterschied zwischen Selbständigen und Arbeitnehmern in diesem Fall nicht statistisch gesichert von Null verschieden ist. Bei der Interpretation ist zu beachten, daß die Steuerstatistik aus den in Abschnitt 3 dargestellten Gründen die Einkommenslage der Selbständigen und Landwirte unterschätzt. Die Verteilung des Einkommens ist sowohl bei der Haushalts- als auch bei der Betrachtung pro Konsumenteneinheit am gleichmäßigsten bei den Arbeitnehmern, gefolgt von den Landwirten, den Selbständigen, den «übrigen» Erwerbstätigen sowie schließlich den Nichterwerbstätigen. Das höchste durchschnittliche Vermögen pro Steuereinheit findet sich bei den Selbständigen, gefolgt von den Landwirten, den Nichterwerbstätigen, den Arbeitnehmern sowie den «übrigen» Erwerbstätigen. Die Verteilung des Vermögens ist bei den Landwirten gleichmäßiger als bei den Arbeitnehmern und den Selbständigen.

*Erwerbstätige Rentner*¹⁶

Haushalte mit einem Vorstand im Rentenalter weisen nach allen vier Lagemaßen ein signifikant niedrigeres Einkommensniveau auf als Haushalte mit einem Vorstand im Erwerbsalter¹⁷. Der Unterschied ist wegen der unterschiedlichen durchschnittlichen Haushaltsgröße in den beiden Altersgruppen größer beim Haushaltseinkommen als beim Einkommen pro Konsumenteneinheit und wegen der weniger schiefen Verteilung bei den Nichtrentnerhaushalten kleiner beim Durchschnitts- als beim Medianeinkommen. Ebenfalls nach allen vier Lagemaßen haben Rentnerhaushalte mit einem erwerbstätigen Vorstand ein signifikant höheres Einkommen als solche mit einem nicht erwerbstätigen Vorstand. Der Unterschied ist wiederum größer beim Haushaltseinkommen als beim Einkommen pro Konsumenteneinheit, aber kleiner beim Median als beim Durchschnittseinkommen, weil die Haushaltsgröße bei Rentnerhaushalten mit *nicht* erwerbstätigem Vorstand größer und die Einkommensverteilung gleichmäßiger ist als bei solchen mit erwerbstätigem Vorstand. Vergleicht man Rentner- und Nichtrentnerhaushalte mit erwerbstätigem Vorstand, ergibt sich ein gemischtes Bild. Erstere haben nach beiden Lagemaßen bei der Betrachtung pro Konsumenteneinheit ein signifikant höheres Einkommen. Bei der Haushaltsbetrachtung ist zwar das Durchschnittseinkommen immer noch höher bei den Rentnerhaushalten, doch ist der Unterschied statistisch nicht mehr signifikant. Das Medianeinkommen pro Haushalt schließlich liegt bei den Rentnerhaushalten signifikant tiefer.

¹⁶ Vgl. zu dieser Problematik insbesondere die früheren Arbeiten von *Gilliand* (1981, 1982, 1983), *Gilliand & Eichenberger* (1982) sowie von *Lüthi* (1983).

¹⁷ Dieser Unterschied hängt aber davon ab, wie das demographische Haushaltsprofil berücksichtigt wird. Untersucht man die Verteilung des Pro-Kopf-Einkommens in der Bevölkerung (in Tabelle 2 nicht ausgewiesen), ist das Einkommen der Rentnerhaushalte sogar höher als dasjenige der übrigen Haushalte, wobei der Unterschied allerdings statistisch nicht signifikant ist.

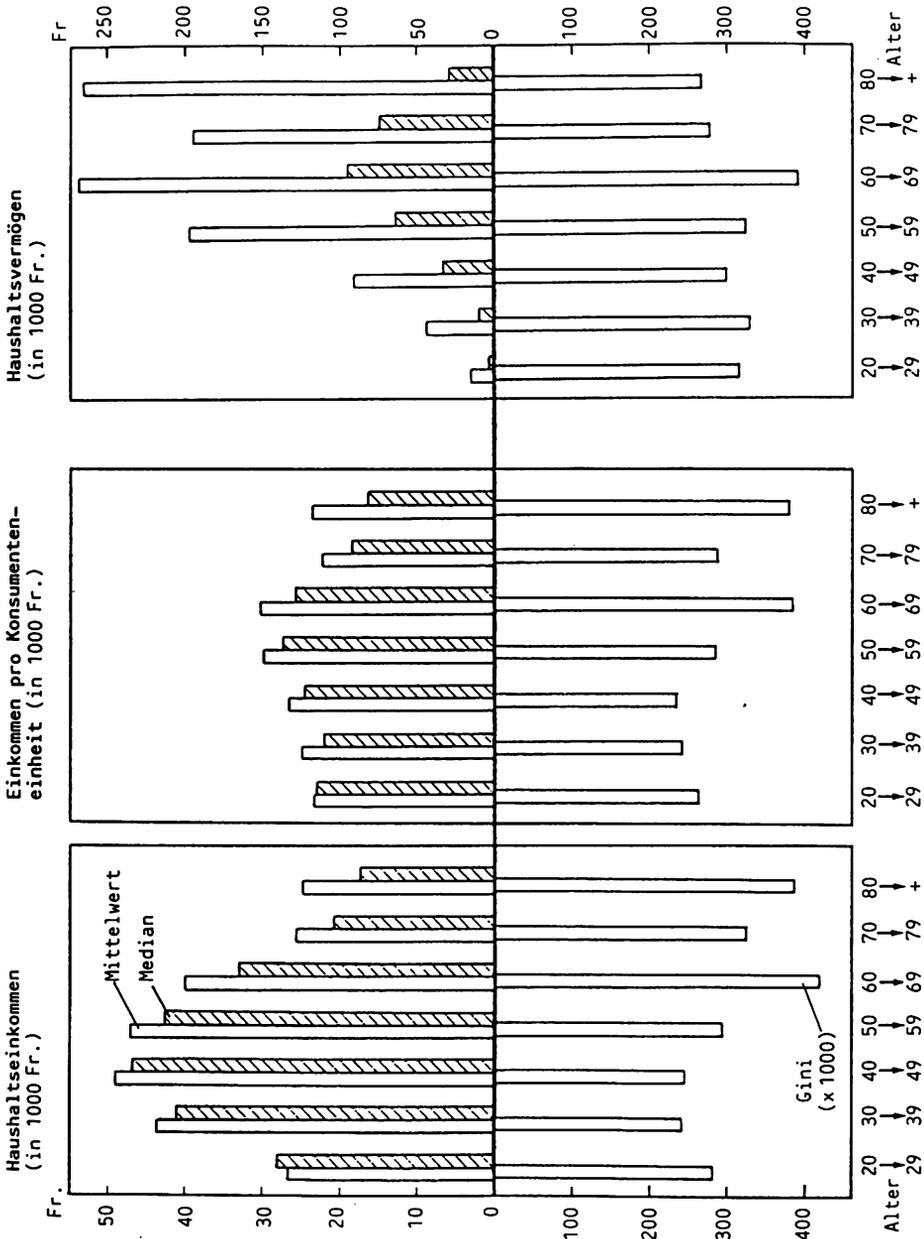
Die Verteilung des Einkommens ist bei den Rentnerhaushalten insgesamt ungleichmäßiger als bei den Haushalten mit einem Vorstand im Erwerbsalter. Innerhalb der Rentnerhaushalte ist die Verteilung ungleichmäßiger als bei denjenigen mit erwerbstätigem Vorstand. Das Vermögen der Rentnerhaushalte ist im Gegensatz zum Einkommen signifikant höher als dasjenige der Haushalte mit einem Vorstand im Erwerbsalter, wobei innerhalb der Rentnerhaushalte diejenigen mit einem erwerbstätigen Vorstand signifikant mehr Vermögen besitzen. Ebenfalls im Gegensatz zum Einkommen ist die Vermögensverteilung gemessen über den Gini-Koeffizienten bei den Rentnerhaushalten gleichmäßiger.

Altersklassen

Abbildung 1 zeigt die Verteilung des verfügbaren Einkommens und des Vermögens sowie die zugehörigen Gini-Koeffizienten nach Altersklassen. Von den drei ausgewiesenen Wohlstandsindikatoren ist das Einkommen pro Konsumenteneinheit am gleichmäßigsten und das Vermögen pro Steuereinheit am ungleichmäßigsten über die Altersklassen verteilt. Umgekehrt zeigt der Gini-Koeffizient als Maß der Ungleichverteilung innerhalb der einzelnen Altersklassen beim Vermögen die geringste und beim Haushaltseinkommen die stärkste Variation. Beim Haushaltseinkommen ergibt sich für den Mittelwert wie für den Median sehr ausgeprägt ein von unten gesehen konkaver Verlauf über die Altersklassen. Das Haushaltseinkommen ist nach beiden Lagemaßen am höchsten bei Haushalten mit 40–49-jährigen Vorständen und am niedrigsten bei solchen mit über 80-jährigen Vorständen. Die Mittelwerte zwischen je zwei aufeinanderfolgenden Altersklassen unterscheiden sich alle signifikant voneinander. Das Durchschnittseinkommen der 20–29-jährigen ist dabei auch signifikant höher als dasjenige der 70–79- sowie der über 80-jährigen. Obwohl Mittelwert und Median über die Altersklassen optisch einen sehr ähnlichen Verlauf nehmen, sind die Unterschiede zwischen einzelnen Altersklassen beim Median statistisch nicht in allen Fällen gesichert von Null verschieden¹⁸. Die Verteilung des Haushaltseinkommens gemessen über den Gini-Koeffizienten ist generell ungleichmäßiger in den Altersklassen über 60 Jahren. Die Verteilung ist am gleichmäßigsten bei den 30–39-jährigen und am ungleichmäßigsten bei den 60–69-jährigen.

¹⁸ So unterscheiden sich die Medianeinkommen der 40–49-jährigen und der 50–59-jährigen, der 70–79-jährigen sowie schließlich der 20–29- und der 80-jährigen nicht signifikant voneinander.

Abbildung 1
 Verfügbares Einkommen und Vermögen
 sowie zugehörige Gini-Koeffizienten nach Altersklassen 1982



Die Variation des Einkommens pro Konsumenteneinheit über die Altersklassen ist relativ gering. Der Mittelwert schwankt zwischen 22'700 und 30'000 Franken, der Median zwischen 16'000 und 27'000 Franken. Die Differenz beträgt im ersten Fall rund 26% (v.H.) und im zweiten 39%. Beim Durchschnittseinkommen liegt der höchste Wert in der Klasse der 60–69-jährigen, der niedrigste in der nächsthöheren Klasse der 70–79-jährigen. Das Medianeinkommen ist am höchsten bei den 50–59-jährigen und am geringsten bei den über 80-jährigen. Sowohl die Mittel- als auch die Medianwerte aufeinanderfolgender Altersklassen unterscheiden sich mit je einer Ausnahme signifikant voneinander¹⁹. Die über den Gini-Koeffizienten gemessene Ungleichverteilung des Einkommens pro Konsumenteneinheit nimmt mit Ausnahme der Altersklassen 30–39 und 40–49 mit dem Alter tendenziell zu. Der mit Abstand höchste Wert wird für die über 80-jährigen ausgewiesen.

Das Vermögen pro Haushalt zeigt von den drei aufgeführten Wohlstandsindikatoren wie erwähnt mit Abstand die stärksten Schwankungen über die Altersklassen. Der Mittelwert steigt von 16'000 Franken bei den 20–29-jährigen auf rund 275'000 Franken bei den 60–69-jährigen, fällt auf knapp 200'000 bei den 70–79-jährigen und steigt in der obersten Altersklasse wieder auf fast 270'000 Franken. Alle Unterschiede in den Mittelwerten zwischen je zwei aufeinanderfolgenden Altersklassen sind statistisch signifikant. Die Medianwerte weichen wegen der ausgeprägt schiefen Verteilung des Vermögens stark von den Mittelwerten ab. Sie zeigen einen von unten gesehen konkaven Verlauf über die Altersklassen und bewegen sich zwischen rund 4'000 Franken bei den unter 30-jährigen und 96'000 Franken bei den 60–69-jährigen. Die Unterschiede im Medianvermögen zwischen je zwei aufeinanderfolgenden Altersklassen sind wegen der großen Streuung nur in einem Fall, nämlich zwischen den 30–39- und den 40–49-jährigen statistisch gesichert von Null verschieden. Bezüglich Verteilung des Vermögens nach Alter sind vier Punkte bemerkenswert: 1. Die Vermögensverteilung über alle Altersklassen hinweg ist sehr ungleich – der Wert des Gini-Koeffizienten (multipliziert mit 1000) beträgt über 800. 2. Die Vermögensverteilung innerhalb der einzelnen Altersklassen ist wesentlich gleichmäßiger. Gemäß Abbildung 1 ist der Gini-Koeffizient in allen Altersklassen weniger als halb so hoch wie der erwähnte Wert für alle Altersklassen. 3. Die Unterschiede in der Verteilung des Vermögens innerhalb der einzelnen Altersklassen sind wesentlich geringer als diejenigen in der Vermögenslage nach Altersklasse. So schwankt der Gini-Koeffizient in den untersten vier Altersklassen zwischen 302 und 327, erreicht mit einem Wert von 392 ein Maximum bei den 60–69-jährigen und sinkt nachher auf 268 bei den über 80-jährigen ab. 4. Bei den Betagten über 70 ist das Vermögen gleichmäßiger verteilt als in der Bevölkerung unter 70.

¹⁹ Beim Mittelwert ist der Unterschied des Einkommens der 60–69- und der 70–79-jährigen, beim Median derjenige zwischen den 70–79- und den über 80-jährigen nicht statistisch gesichert von Null verschieden. Das Medianeinkommen der 20–29-jährigen ist dabei signifikant höher als dasjenige der 70–79- und der über 80-jährigen. Bei den Mittelwerten dagegen sind diese Unterschiede nicht signifikant.

Tabelle 3a

Obere Dezilgrenzwerte, Durchschnittseinkommen pro Dezil¹ und Dezilanteile ausgewählter Variablen in %²

Einkommesezile (Y/n^*) in aufsteigender Ordnung	Einkommen (Y/n^*)		Nationalität (in %)		Sprachregion (in %)			n Haushaltsgröße	Geschlecht (in %)		Zivilstand (in %)			
	obere Dezilgrenzwerte in 1'000 Fr.	Mittelwert ¹	Schweizer	Ausländer	Deutsch	Französisch	Italienisch		Männlich	Weiblich	Ledig	Geschieden	Verwitwet	Verheiratet
Erstes Dezil	12.9	7.1	10.3	7.9	9.8	9.1	17.3	2.6	8.2	18.2	19.1	21.0	14.8	6.3
Zweites Dezil	16.3	14.7	10.2	9.1	9.9	10.4	10.8	3.2	9.5	12.4	5.7	10.3	20.0	10.0
Drittes Dezil	18.7	17.6	9.8	11.4	10.1	9.5	10.3	3.3	10.2	9.0	5.6	6.6	13.0	11.1
⋮														
⋮														
Achtes Dezil	34.3	32.0	10.1	9.7	10.3	9.6	7.9	2.5	10.4	8.1	13.8	7.0	5.5	9.8
Neuntes Dezil	41.3	37.3	10.3	7.5	10.1	10.1	6.9	2.2	9.8	10.7	14.7	9.6	7.8	9.1
Zehntes Dezil	867.6	59.6	10.7	5.2	10.3	9.7	7.3	2.2	10.1	9.5	9.4	8.8	10.9	10.2

¹ Mittelwert und Median unterscheiden sich außer im untersten und im obersten Dezil nur geringfügig voneinander.² Basierend auf dem Einkommen pro Konsumenteneinheit (Y/n^*).

Quantile

In den Tabellen 3a und 3b sind die oberen Dezilwerte, die Durchschnittseinkommen pro Dezil sowie die Dezilanteile ausgewählter Variablen (Merkmale) in den drei untersten und den drei obersten Dezilen dargestellt. Bei völlig gleichmäßiger Verteilung einer Variablen über die Dezile beträgt der Dezilanteil in jedem Dezil 10%. Entsprechend zeigen Abweichungen nach unten oder oben an, daß eine bestimmte Variable (Bevölkerungsgruppe) im betreffenden Dezil unter- oder übervertreten ist. Als Wohlstandsindikator und Rangordnungskriterium wird dabei das Einkommen pro Konsumenteneinheit (Y/n^*) gemäß Variante (3) in Tabelle 1 verwendet²⁰.

Die ersten beiden Spalten von Tabelle 3a zeigen die oberen Dezilgrenzwerte für die so definierten Dezile sowie das äquivalente Haushaltseinkommen Y/n^* pro Dezil. Letzteres ist im obersten Dezil rund achtmal größer als im untersten und in den obersten 30% noch rund dreimal so hoch wie in den untersten 30%. Bezüglich Nationalität zeigt sich, daß die Haushalte mit einem Schweizer Vorstand sehr gleichmäßig über die Dezile verteilt sind, während diejenigen mit einem ausländischen Vorstand sowohl in den beiden untersten als vor allem auch in den beiden obersten Dezilen – nur 12.7% der ausländischen Haushalte gehören zu den obersten 20% – untervertreten sind. Darin spiegelt sich die bereits in Tabelle 2 festgestellte gleichmäßigere Einkommensverteilung bei den ausländischen Haushalten. Nach Sprachregion verteilen sich die Haushalte in der deutschen und der französischen Schweiz ziemlich gleichmäßig über die Dezile, während die Tessiner Haushalte im untersten Dezil deutlich übervertreten und in den drei obersten Dezilen untervertreten sind. Nur 22.1% der Tessiner Haushalte gehören zu den obersten 30%. Wie die nächste Spalte zeigt, steigt die Haushaltsgröße mit zunehmendem Einkommen von 2.6 Personen pro Haushalt im ersten Dezil auf 3.3 Personen im dritten und vierten Dezil und sinkt nachher kontinuierlich auf 2.2 Personen im neunten und zehnten Dezil²¹. Haushalte mit einem männlichen Vorstand sind mit Ausnahme des untersten Dezils, wo sie leicht untervertreten sind, sehr gleichmäßig über alle Dezile verteilt. Haushalte mit weiblichem Vorstand dagegen sind vor allem im untersten Dezil übervertreten. Über 30% dieser Haushalte finden sich in den untersten 20%.

²⁰ Andere Aussagen ergeben sich, wenn anstelle des Einkommens pro Konsumenteneinheit (Y/n^*) das Haushaltseinkommen (Y) als Wohlstandsindikator und Rangordnungskriterium verwendet wird. Wir möchten auch hier nochmals ausdrücklich darauf hinweisen, daß bei einer Betrachtung über das ganze Einkommensspektrum keiner der beiden Ansätze a priori überlegen ist (vgl. die entsprechende Diskussion in Abschnitt 3).

²¹ Im Gegensatz dazu zeigt die Dezilauswertung nach dem Haushaltseinkommen, daß die Haushaltsgröße mit steigendem Einkommen von 1.1 auf 2.9 Personen ansteigt.

Tabelle 3b

Dezilanteile ausgewählter Variablen in den untersten und obersten Einkommensdezilen in %¹

Einkommensdezile (Y/n^*) in aufsteigender Ordnung	Erwerbsstatus Vorstände insgesamt und Ehefrau (in %)				Erwerbsstatus und Berufsgruppe der Vorstände im Erwerbssalter (in %)							Erwerbsstatus aller Vor- stände im Rentenalter (in %)		
	Vollerwerbstätig	Teilerwerbstätig	Nichterwerbstätig	Ehefrau erwerbstätig	Vorstände im Erwerbssalter	Erwerbstätige	Arbeitnehmer	Selbständige	Landwirte	Übrige	Nichterwerbstätige	Rentner	Erwerbstätige Rentner	Nichterwerbstätige Rentner
Erstes Dezil	5.4	31.7	24.2	2.0	8.8	7.3	3.8	10.4	37.2	46.3	53.3	15.8	4.2	19.7
Zeites Dezil	7.6	14.9	19.8	3.8	7.9	7.9	6.5	10.4	22.8	8.1	9.6	20.8	12.5	23.7
Drittes Dezil	9.7	10.5	11.3	7.0	9.7	9.8	9.8	10.1	12.2	3.8	5.8	11.7	9.3	12.5
.														
.														
.														
Achtes Dezil	11.6	3.8	4.6	13.2	10.8	11.2	12.2	8.9	3.5	5.7	1.6	5.5	8.0	4.7
Neuntes Dezil	11.5	5.3	4.1	13.9	10.9	11.0	12.4	7.0	0.6	4.2	7.8	5.3	11.7	3.2
Zehntes Dezil	11.2	6.5	5.5	13.0	10.2	10.4	9.9	20.3	1.1	5.9	4.1	8.9	19.7	5.2

¹ Basierend auf dem Einkommen pro Konsumenteneinheit (Y/n^*).

Einkommensmäßig sehr heterogen ist die Gruppe der ledigen Haushalte. Im untersten Dezil sind sie mit fast 20% stark über-, im zweiten und dritten Dezil mit je knapp 6% dagegen untervertreten. Ebenfalls übervertreten sind sie mit rund 38% in den obersten 30%. Im untersten Dezil mit 21% ebenfalls deutlich übervertreten sind Haushalte mit geschiedenem Vorstand. Am stärksten übervertreten im unteren Einkommensspektrum sind die Haushalte mit verwitwetem Vorstand. Fast die Hälfte von ihnen gehört zu den untersten 30%. Verheiratete Haushalte schließlich sind im untersten Dezil untervertreten, verteilen sich sonst aber relativ gleichmäßig über die Dezile.

Tabelle 3 b zeigt in gleicher Weise die Verteilung von Erwerbsstatus und Berufsgruppen nach Dezilen, und zwar einmal insgesamt und zum andern separat nach Haushalten mit einem Vorstand im Erwerbs- und solchen mit einem Vorstand im Rentenalter. Für die Gesamtheit der Haushalte zeigt sich erwartungsgemäß, daß diejenigen mit einem erwerbstätigen Vorstand in den untersten Dezilen unter- und in den obersten leicht übervertreten sind. Umgekehrt sind solche mit teil- oder nichterwerbstätigem Vorstand in den beiden untersten Dezilen stark über-, in den drei obersten dagegen deutlich untervertreten. Haushalte mit einem Zweitverdiener sind im oberen Einkommensbereich über- und im unteren untervertreten. Nur 12.8% von ihnen gehören zu den untersten 30% und rund 40% zu den obersten 30%. Die Aufteilung nach Berufsgruppen für Haushalte mit einem Vorstand im Erwerbsalter zeigt, daß in den untersten beiden Dezilen die Arbeitnehmer unter- und die Landwirte stark übervertreten sind. Relativ am stärksten vertreten im untersten Dezil sind die «übrigen» Erwerbstätigen sowie die Nichterwerbstätigen. Im obersten Einkommensbereich sind die Arbeitnehmer leicht übervertreten, die Landwirte und «übrigen» Erwerbstätigen dagegen stark untervertreten. Die Selbständigen sind im achten und neunten Dezil leicht unter-, im obersten mit rund 20% dagegen stark übervertreten. Auch hier ist aber darauf hinzuweisen, daß Steuerstatistiken die Lage der Landwirte sowie der Selbständigen unterschätzen. Rentnerhaushalte sind vor allem in den beiden untersten Dezilen deutlich übervertreten und in den drei obersten untervertreten. Rund 37% von ihnen gehören den beiden untersten, lediglich rund 20% den drei obersten Dezilen an. Dabei zeigen sich große Unterschiede zwischen Haushalten mit erwerbstätigem und nicht erwerbstätigem Vorstand. Rund 56% der letzteren gehören den untersten 30% und lediglich 13% den obersten 30% an. Die erwerbstätigen Rentnerhaushalte dagegen sind vor allem im untersten Dezil unter- und im obersten übervertreten.

Tabelle 4

Zusammensetzung des Bruttohaushaltseinkommens, Steuerbelastung und verfügbares Einkommen der Schweizer Wohnbevölkerung 1982

	Mittelwert (in 1000 Fr.)	In % des Brutto- einkommens	Gini (× 1000)
Erwerbseinkommen ¹	35.3	78.1	490
Vermögenseinkommen	4.0	8.8	826
Transfereinkommen			
privat	1.7	3.8	926
staatlich	4.1	9.0	764
Sonstiges Einkommen	0.2	0.3	986
Bruttoeinkommen¹	45.3	100	370
– Einkommenssteuer	6.9	15.3	614
– Vermögenssteuer	0.5	1.1	921
Verfügbares Einkommen	37.9	83.6	337

¹ Nach Abzug der AHV-Beiträge der Arbeitgeber und -nehmer.

Einkommenskomponenten

Tabelle 4 zeigt die Zusammensetzung des Bruttohaushaltseinkommens, die Steuerbelastung und das verfügbare Einkommen der Haushalte 1982. Das Erwerbseinkommen stellt mit rund 78% des Bruttoeinkommens die bei weitem wichtigste Einkommensquelle dar. An zweiter Stelle stehen die Transfers mit rund 13%, wobei 70% davon auf staatliche Transferzahlungen, vor allem AHV- und IV-Renten entfallen. Das Vermögenseinkommen trägt noch rund 9% zum Bruttoeinkommen bei. Das «übrige» Einkommen ist mit 0.3% vernachlässigbar klein. Die gesamte Steuerbelastung durch direkte Steuern beträgt rund 16.5%, das verfügbare Einkommen mithin 83.5% des Bruttoeinkommens. Der Anteil der Einkommenssteuer an der gesamten direkten Steuerbelastung beläuft sich auf 93.3%.

Von den vier Einkommenskomponenten (vor Steuern) ist das Erwerbseinkommen am gleichmäßigsten, das «sonstige» Einkommen am ungleichmäßigsten über die Bevölkerung verteilt. Die Werte der Gini-Koeffizienten für die einzelnen Einkommenskomponenten liegen alle höher als derjenige für das gesamte Bruttoeinkommen. Offensichtlich führt die Addition der verschiedenen ungleich verteilten Komponenten zu einer insgesamt gleichmäßigeren Verteilung des Bruttoeinkommens. Die direkte Besteuerung reduziert die über den Gini-Koeffizienten gemessene Ungleichheit der Einkommensverteilung (vgl. ausführlich *Leu et al.* 1985: 355).

5. Die wichtigsten Ergebnisse und Schlussfolgerungen

Aspekte der personellen Einkommens- und Vermögensverteilung spielen in der politischen Diskussion eine prominente Rolle. Im Bestreben, einen Beitrag zur Versachlichung dieser Diskussion zu leisten, wird in der vorliegenden Arbeit die Wohlstandsverteilung in der Schweiz 1982 anhand von Steuerdaten für eine gesamtschweizerische Stichprobe von Schweizer Bürgern und niedergelassenen Ausländern dokumentiert und nach ausgewählten Bevölkerungsgruppen ausgewertet. Die wichtigsten *inhaltlichen* Ergebnisse lassen sich wie folgt zusammenfassen:

1. Die Einkommensunterschiede zwischen Schweizern und niedergelassenen Ausländern sind gering. Das Haushaltseinkommen ist höher bei den Ausländern, das Einkommen pro Konsumenteneinheit bei den Schweizern. Bei einer Analyse der Wohlstandsverteilung über das gesamte Einkommensspektrum ist keine der beiden Betrachtungsweisen a priori überlegen. Die Verteilung des Einkommens ist bei den Schweizer Bürgern ungleichmäßiger als bei den Ausländern und das durchschnittliche Vermögen ist höher.
2. Zwischen der deutschen und der welschen Schweiz bestehen praktisch keine Einkommensunterschiede. Die Einkommenslage der Tessiner Haushalte ist dagegen deutlich schlechter. Tessiner Haushalte sind vor allem im untersten Einkommensdezil über- und in den obersten 30% untervertreten. Bei einer Berücksichtigung regionaler Kaufkraftunterschiede dürfte sich dieses Gefälle tendenziell verringern.
3. Rentnerhaushalte weisen insgesamt ein niedrigeres Einkommen auf als Haushalte mit einem Vorstand im Erwerbsalter. Der Unterschied beträgt allerdings beim Einkommen pro Konsumenteneinheit weniger als 2500 Franken. Die Verteilung des Einkommens ist bei den Rentnerhaushalten deutlich weniger gleichmäßig und das durchschnittliche Vermögen ist höher.
4. Die Einkommenslage ist unterschiedlich für Rentnerhaushalte mit erwerbstätigem und solchen mit nicht erwerbstätigem Vorstand. Erstere haben von allen untersuchten Bevölkerungsgruppen in allen Altersklassen das höchste Einkommen pro Konsumenteneinheit und auch das höchste durchschnittliche Vermögen pro Haushalt. Die Gruppe ist allerdings sehr heterogen. Entsprechend ungleichmäßig ist die Verteilung von Einkommen und Vermögen.
5. Rentnerhaushalte mit *nicht* erwerbstätigem Vorstand haben ein niedrigeres Einkommen pro Konsumenteneinheit als die Haushalte mit einem Vorstand im Erwerbsalter. Verglichen mit den Landwirten, den «übrigen» Erwerbstätigen sowie den Nichterwerbstätigen im Erwerbsalter ist ihre Einkommenslage aber immer noch besser. Einschränkend ist allerdings festzuhalten, daß Steuerdaten speziell die Lage der Landwirte zu ungünstig darstellen.

Die wichtigsten *methodischen* Bemerkungen sind:

1. Steuerstatistisch erhobene Einkommens- und Vermögensdaten weisen als Indikatoren der Wohlstandsverteilung eine Reihe von Mängeln auf. Diese sind in Abschnitt 3 im Detail dargestellt und müssen bei der Interpretation der Ergebnisse unbedingt berücksichtigt werden.
2. Die Ergebnisse reagieren sehr sensitiv auf die Art und Weise, wie das demographische Haushaltsprofil bei der Auswertung berücksichtigt wird. Während in der praktischen Sozialpolitik zur Bestimmung der Anspruchsberechtigten von Transferprogrammen häufig Wohlstandsindikatoren benötigt werden, welche auf die Familienstruktur Rücksicht nehmen, ist für allgemeine Wohlstandsvergleiche eine solche Anpassung nicht a priori überlegen. Die Gegner einer Anpassung interpretieren die demographische Familienstruktur in entwickelten Ländern im Sinne der ökonomischen Theorie als Reflex rationalen Wahlverhaltens und geben entsprechend der Haushaltsbetrachtung den Vorzug.
3. Auch wenn wie bei praktischen sozialpolitischen Problemen eine Anpassung unbestritten ist, stellt sich immer noch die Frage, wie sie vorgenommen werden sollte. Die von Ökonomen üblicherweise favorisierten, aus beobachteten Konsumdaten repräsentativer Bevölkerungsgruppen geschätzten Äquivalenzskalen sind gerade für diesen Zweck nicht unbedingt vorzuziehen, weil dabei implizit die Variation der *durchschnittlichen* Konsumausgabe auf eine Variation der Familiengröße zur Norm erhoben wird. Es ist aber nicht einzu- sehen, warum z.B. für die Bestimmung der Armutsgrenze gerade die durchschnittliche Konsumvariation maßgeblich sein sollte.
4. Auch die berechneten Gini-Koeffizienten reagieren sehr sensitiv auf die Art und Weise, wie demographische Haushaltsmerkmale berücksichtigt werden. Quervergleiche mit Verteilungsstudien in anderen Ländern sollten daher nur angestellt werden, wenn eine vergleichbare Datenbasis mit genau denselben Methoden ausgewertet wird. Bei den bis heute vorliegenden Studien ist dies jedoch nicht der Fall.
5. Die ausgewiesene Einkommens- und Vermögenslage der untersuchten Bevölkerungsgruppen erfolgt in diesem Beitrag auf einem relativ globalen Niveau. Zur Ableitung konkreter sozialpolitischer Empfehlungen, etwa zur Rentnerproblematik, sind detailliertere Auswertungen (z.B. Dezilanalyse für Rentner) nötig. Solche Auswertungen sind im Gang.

Anhang I: Das Gewichtungsmo \ddot{u} ll¹

Variablendefinition

Für die zur Darstellung des Gewichtungsmo \ddot{u} lls verwendeten Variablen werden folgende Kurzbezeichnungen gewöhlt:

i	Sprachregion, $i = 1, 2, 3$
j	Erhebungsgemeinde
b	Geschlecht des Steuerpflichtigen, $b = 1, 2$
c	Geschlecht des Ehegatten ² , $c = 2$
l	Altersklassen $l = 1, 2, \dots, 7$
n	Anzahl Schweizer Stichprobenelemente ³
n'_{ij}	Anzahl Schweizer Stichprobenelemente aus der Großgemeinde j in der Sprachregion i
n''_{ij}	Anzahl Schweizer Stichprobenelemente aus der Kleingemeinde j in der Sprachregion i
a	Anzahl ausländischer Stichprobenelemente
g'_i	Anzahl gezogener Kleingemeinden in der Sprachregion i
N	Anzahl Schweizer Stimmberechtigte
N'_{ij}	Anzahl Schweizer Stimmberechtigte in der Großgemeinde j in der Sprachregion i
N''_i	Anzahl Schweizer Stimmberechtigte in Kleingemeinden in der Sprachregion i
A	Anzahl niedergelassener Ausländer
RG	Regionaler Gewichtungsfaktor
SDG	Soziodemographischer- und Haushaltsgewichtungsfaktor
G	Totaler Gewichtungsfaktor

Regionale Umgewichtung

Das geschichtete und geklumpte Ziehungsverfahren und die bewußte Überrepräsentation der italienischen und französischen Schweiz erfordern eine entsprechende Umgewichtung durch Einföhrung eines regionale Gewichtungsvektors⁴:

¹ Das im folgenden dargestellte Gewichtungsmo \ddot{u} ll wurde von Prof. S. Schach, Institut für mathematische Statistik und Anwendungen der Universität Dortmund entwickelt.

² Der Spezialfall, in welchem die verheiratete Frau Steuersubjekt ist, tritt in der Stichprobe nicht auf.

³ In die Gewichtung werden nur die auswertbaren Stichprobenelemente miteinbezogen.

⁴ Vgl. Cochran (1977), insbesondere Kapitel 5 und 9

$$(A1) \quad RG \left\{ \begin{array}{ll} = \frac{N'_{ij} \cdot n + a}{n'_{ij} \cdot N + A} & \text{für Elemente aus Großgemeinden} \\ = \frac{1}{g'_i} \cdot \frac{N''_i}{n''_{ij}} \cdot \frac{n + a}{N + A} & \text{für Elemente aus Kleingemeinden} \\ = \frac{A}{a} \cdot \frac{n + a}{N + A} & \text{für Ausländer} \end{array} \right.$$

Soziodemographische Umgewichtung

Die SOMIPOPS-Stichprobe wurde aus dem Stimmregister gezogen. Sie ist für Personen, nicht aber für Haushalte repräsentativ. Im vorliegenden Beitrag geht es jedoch um haushaltspezifische Auswertungen. Entsprechend werden verheiratete Steuereinheiten mit einem Faktor von 0.5 gewichtet, um ihre doppelte Ziehungswahrscheinlichkeit auszugleichen.

Nachträgliche Untersuchungen der demographischen Struktur der Stichprobe ergaben, daß im Subsample der Schweizerbürger die jüngsten und ältesten Altersgruppen leicht unter- und die Männer übervertreten waren. Es gibt Anhaltspunkte dafür, daß für diese Verschiebungen zumindest teilweise Unzulänglichkeiten im Ziehungsverfahren verantwortlich sind. Durch eine entsprechende Umgewichtung gemäß der tatsächlichen soziodemographischen Struktur (Volkszählung 1980) lassen sich diese Verzerrungen vermutlich beheben. Die soziodemographische Struktur des Ausländersamples entspricht genau derjenigen der Grundgesamtheit. Die Ausländer bedürfen daher keiner alters- und geschlechtsspezifischen Umgewichtung ($g_{bl} = 1$, $g_{cl} = 1$).

Der kombinierte Alters-, Geschlechts- und Haushaltsgewichtungsfaktor berechnet sich wie folgt:

$$(A2) \quad SDG \left\{ \begin{array}{ll} = \frac{1}{(1/g_{bl}) + (1/g_{cl})} & \text{für verheiratete Haushalte} \\ = g_{bl} & \text{für ledige Haushalte} \end{array} \right.$$

$$\text{wobei } g_{bl} = \frac{n N_{bl}}{n_{bl} N} \quad \text{und} \quad g_{cl} = \frac{n N_{cl}}{n_{cl} N}$$

Der totale Gewichtungsfaktor

Der totale Gewichtungsfaktor ergibt sich durch die multiplikative Verknüpfung des regionalen und soziodemographischen Gewichtungsvektors:

$$(A3) \quad G = RG \cdot SDG.$$

Literatur

- Atkinson, A.B.*: The Economics of Inequality, second edition, Oxford: Clarendon Press, 1983.
- Buhmann, B.I.*: Wohlstandsdisparitäten und Armut in der Schweiz. Eine empirische Analyse, in Vorbereitung.
- Chen, C.-W. Tsaur, I.-W. and Rhai, I.S.*: «The Gini Coefficient and Negative Income», Oxford Economic Papers, 4 (1982) 473–478.
- Cochran, W.G.*: Sampling Techniques, 3. Auflage, New-York: 1977.
- Danziger, S., Taussig, M.K.*: «The Income Unit and the Anatomy of Income Distribution», Review of Income and Wealth, 25 (1979) 365–375.
- Danziger, S., Van der Gaag, J., Smolensky, E., Taussig, M.K.*: «Income Transfers and the Economic Status of the Elderly». Discussion Paper No 695–82, Madison: Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin, 1982.
- Ernst, U.*: Die Wohlstandsverteilung in der Schweiz, Stand und Entwicklung der personellen Einkommensverteilung, Basler Sozialökonomische Studien, Band 18, Diessenhofen: Rüeegger 1983.
- Friedman, M.*: «The Quantity Theory of Money – a Restatement», in: *Friedmann, M.*: The Optimum Quantity of Money and other Essays, London: Macmillan 1969.
- Fritschi, P., Meyer, R., Schweizer, W.*: «Ein neuer Stichprobenplan für ein gesamtschweizerisches Sample», Schweizerische Zeitschrift für Soziologie, 2 (1976) 149–158.
- Van der Gaag, J., Smolensky, E.*: «True Household Equivalence Scales and Characteristics of the Poor in the United States», Review of Income and Wealth, 28 (1982) 17–28.
- Gilliand, P.*: «Revenue et fortune des rentiers AVS – un dossier explosif», Le monde du travail, No 94, Genève: 1981.
- Gilliand, P.*: «Situation économique et sociale des rentiers AVS», in: *Gilliand, P. (éd.)*: Vieillir aujourd'hui et demain, Lausanne: Réalités sociales 1982.
- Gilliand, P.*: Rentiers AVS. Une autre image de la Suisse, Lausanne: Réalités sociales 1983.
- Gilliand, P., Eichenberger, P.*: «Rentiers suisses en 1976, Analyse des correspondances sur le revenu net» in: *Gilliand, P. (éd.)*: Vieillir aujourd'hui et demain, Lausanne: Réalités sociales 1982.
- Gutzwiller, F., Leu, R.E., Schulz, H.-R.*: Eine schweizerische Gesundheitsbefragung (SOMIPOPS) – Methoden zur Definition und Erfassung von Gesundheits- und Versorgungsindikatoren, Teilprojekt des Schweizerischen Nationalfonds Nr. 4.350.0.79.08, Arbeitsbericht, Basel: 1985.
- Goode, R.*: «The Economic Definition of Income», in: *Pechman, J.A.*: Comprehensive Income Taxation, Washington D.C.: Brookings Institution 1977.
- Hauser, R., Engel, B.*: Soziale Sicherung und Einkommensverteilung, Empirische Analysen für die Bundesrepublik Deutschland, SFB3, Frankfurt/New York: Campus Verlag 1985.
- Hill, S.*: Regionale Lebenshaltungskosten in der Schweiz, Bern/Stuttgart: Paul Haupt 1984.
- Krelle, W., Schunke, J., Siebke, J.*: Überbetriebliche Ertragsbeteiligung der Arbeitnehmer – Mit einer Untersuchung über die Vermögensstruktur in der Bundesrepublik Deutschland, Tübingen: J.C.B. Mohr 1968.
- Lebergott, S.*: The American Economy, Income, Wealth, and Want, Princeton, N.J.: Princeton University Press 1976.
- Leu, R.E., Frey, R.L., Buhmann, B.*: «Taxes, Expenditures and Income Distribution in Switzerland», Journal of Social Policy, 14 (1985) 341–360.
- Lüthi, A.*: Messung wirtschaftlicher Ungleichheit, Berlin/Heidelberg/New York: Springer 1981.
- Lüthi, A.*: Die wirtschaftliche Ungleichheit im Rentenalter in der Schweiz, Freiburg: Universitätsverlag Freiburg, Schweiz 1983.
- Maddala, G.S.*: Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambridge: Cambridge University Press 1983.
- McGuire, Th.G.*: «National Health Insurance for Private Psychiatric Care: A Study in Distribution of Income», Public Finance Quarterly, 9 (1981) 183–196.

- O'Higgins, M.G., Schmaus, G., Stephenson, G.*: «Income Distribution and Redistribution: A Microdata Analysis for Seven Countries», LIS Working Paper No. 3, Luxembourg: 1985.
- Orshansky, M.*: «Counting the Poor: Another Look at the Poverty Profile», *Social Bulletines*, 28 (1965).
- Pollak, R.A., Wales, T.J.*: «Welfare Comparisons and Equivalence Scales», *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 69 (1979) 216–221.
- Van Praag, B.M.S., Hagenaars, A.J.M., Van Weeren, H.*: «Poverty in Europe», *Review of Income and Wealth*, 28 (1982) 345–359.
- Rosen, H.S.*: *Public Finance*, Homewood 11l.: Irwin 1985.
- Schweizer, W.*: *Die wirtschaftliche Lage der Rentner in der Schweiz*, Text- und Tabellenband, Bern/Stuttgart: Paul Haupt 1980.
- Sen, A.*: «Issues in the Measurement of Poverty», *Scandinavian Journal of Economics*, 81 (1979) 285–307.
- Weber, W., Jochimsen, R.*: «Wohlstandsökonomik», *Handwörterbuch der Sozialwissenschaften* 12 (1965).
- Weck, H., Pommerehne, W., Frey, B.S.*: *Die heimliche Wirtschaft. Struktur und Entwicklung der Schattenwirtschaft in der Schweiz*. Bern: Paul Haupt 1986.

Zusammenfassung

Die personelle Einkommens- und Vermögensverteilung in der Schweiz

In diesem Beitrag wird die Wohlstandsverteilung in der Schweiz 1982 untersucht. Ausgewertet werden steuerstatistisch erhobene Einkommens- und Vermögensdaten für eine gesamtschweizerisch repräsentative Stichprobe von rund 6'000 Schweizer Bürgern und rund 1'000 niedergelassenen Ausländern. Ausgewiesen werden Lage- und Verteilungsmaße für die gesamte Stichprobe sowie für nach sozioökonomischen und soziodemographischen Merkmalen stratifizierte Subpopulationen. Im Vergleich zu früheren Studien werden aktualisierte und auf ein breiteres Bevölkerungsspektrum ausgerichtete Wohlstandsindikatoren erarbeitet. Ebenfalls erörtert werden die wichtigsten methodischen und konzeptionellen Probleme der Ermittlung und Verwendung von Wohlstandsindikatoren.

Résumé

La distribution personnelle des revenus et des fortunes en Suisse

Cet article analyse la répartition des revenus et du patrimoine en Suisse. Des données détaillées sur ces deux grandeurs ont été recueillies à partir des fichiers fiscaux dont on a extrait un échantillon représentatif de 7.000 foyers. Les mesures statistiques classiques de taille et de concentration ont été effectuées à la fois sur la totalité de l'échantillon et sur des sous-groupes homogènes de cette population – comme les travailleurs indépendants, les salariés, les agriculteurs ou les personnes âgées. Les problèmes méthodologiques les plus importants rencontrés au cours de cette étude sont explicités en détail. Il s'agit en particulier de la mesure des deux variables (des revenus et du patrimoine), de la prise en compte de la structure du foyer fiscal et du choix du paramètre de concentration.

Summary

The Size Distribution of Income and Wealth in Switzerland

This paper analyzes the size distribution of income and wealth in Switzerland. Detailed data on both income and wealth are collected from tax files for a nationwide representative sample of 7'000 inhabitants. The usual size and inequality measures are computed both for the entire sample and for selected population subgroups such as the self-employed, the wage earners, farmers or the aged. The major methodological problems encountered in the analysis of the size distribution of income and wealth, i.e. the measurement of the two variables, the inclusion of the demographic household profile into the analysis and the choice of an inequality measure are discussed in detail.