

**Stabilität in der Einkommensverteilung -  
Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland  
bis zur Wiedervereinigung**

*Irene Becker*

Arbeitspapier Nr. 6

Dezember 1995

**Stabilität in der Einkommensverteilung - Ergebnisse für die  
Bundesrepublik Deutschland bis zur Wiedervereinigung**

**Irene Becker  
Johann Wolfgang Goethe - Universität, Frankfurt am Main**

0. Vorbemerkung	1
1. Gesamtwirtschaftliche Rahmenbedingungen	1
2. Methodischer Ansatz	3
3. Die EVS-Datenbank 1962 bis 1988	6
4. Die Entwicklung der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen: zunächst sinkende, dann wieder zunehmende Ungleichheit	16
5. Entwicklungstendenzen auf vorgelagerten Stufen des Verteilungsprozesses	23
5.1 Verteilung der Einkommen aus unselbständiger Arbeit	23
5.2 Verteilung der Faktor-, Brutto- und Nettoeinkommen	29
6. Dekomposition der Ungleichverteilung der Nettoäquivalenzeinkommen	33
6.1 Differenzierung nach der sozialen Stellung des Haushaltsvorstands	34
6.2 Differenzierung nach dem Haushaltstyp	37
7. Zusammenfassung	39

# Stabilität in der Einkommensverteilung - Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland bis zur Wiedervereinigung

## 0. Vorbemerkung

Erste Ergebnisse zur Entwicklung der Einkommensverteilung in der Bundesrepublik sind bereits in zwei früheren Arbeitspapieren vorgestellt worden.<sup>1</sup> Sie werden im folgenden ergänzt durch eine Erweiterung der betrachteten Zeitspanne auf nunmehr 25 Jahre (1962/63 bis 1988) sowie durch die Berücksichtigung mehrerer Ebenen des Verteilungsprozesses. Als empirische Basis wurde die EVS-Datenbank an der Universität Frankfurt a.M. verwendet, in der die (anonymisierten) Individualdaten der Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1962/63, 1969, 1973, 1978, 1983 und 1988 - z.T. als 98%-Unterstichproben mit reduziertem Variablenkatalog - zusammengefaßt sind.<sup>2</sup>

## 1. Gesamtwirtschaftliche Rahmenbedingungen

Der Beobachtungszeitraum von einem Vierteljahrhundert erstreckt sich auf die Zeit des „Kalten Krieges“ - von einem Jahr nach dem Bau der Berliner Mauer bis kurz vor den Fall dieser Grenze. Während dieser Zeit ist die Gesamtbevölkerung (in Privathaushalten) um ca. 4.6 Mio Personen gewachsen; seit Ende der sechziger Jahre ist die Bevölkerungszunahme allerdings überwiegend auf die steigende Zahl der ausländischen Mitbürger zurückzuführen (Tabelle 1, Spalten 1 und 2). Die demographische Struktur und die Lebensformen haben sich in vieler Hinsicht verändert - beispielsweise hat der Altenanteil deutlich zugenommen, der Trend zur Kleinfamilie hat sich durchgesetzt -, was sich u.a. in einer kontinuierlich gesunkenen durchschnittlichen Haushaltsgröße ausdrückt. 1988 lebten im Durchschnitt nur noch 2.3 Personen in einem gemeinsamen Haushalt, 1962 waren es noch 2.7 Personen (Tabelle 1, Spalte 3). Die demographischen Änderungen wurden von einer wechselhaften Wirtschaftsentwicklung begleitet: sie umfaßt Zeiten hoher wirtschaftlicher Wachstumsraten ebenso wie konjunkturelle Abschwächungen, eine Phase des Ausbaus des sozialen Sicherungssystems, wirtschaftliche Strukturveränderungen (insbesondere infolge der

---

<sup>1</sup>Hauser, R., I. Becker (1994); Becker, I., R. Hauser (1994).

<sup>2</sup>Im Gegensatz dazu wurden in den erwähnten früheren Arbeiten neben den Einkommens- und Verbrauchsstichproben (1973, 1978, 1983) für die Zeit nach 1983 Daten des Sozio-oekonomischen Panels herangezogen, da die EVS 1988 noch nicht zur Verfügung stand.

Ölpreiskrise von 1974) mit einem Rückgang des mittelfristigen Wachstumstempos sowie ein in der zweiten Hälfte der Periode steigendes Niveau der Arbeitslosenquoten. Von 1962 bis 1988 hat sich das reale Volkseinkommen pro Kopf der Bevölkerung mehr als verdoppelt<sup>3</sup>. Diese expansive Entwicklung hat sich in vier Zyklen vollzogen, wie aus Tabelle 1 (7. Spalte) hervorgeht, wobei die jeweiligen Höhepunkte in den Jahren 1964 (+6.3%), 1970 (+9.9%), 1978 (+5.3%) und 1986 (+6.6%) erreicht wurden und die Preisentwicklung verzögert oder gar antizyklisch reagierte. Die Arbeitslosenquote (Tabelle 1, 9. Spalte) stieg in Zeiten geringen oder negativen Wachstums bis Mitte der siebziger Jahre nur mäßig (1967: 2.1%, 1974: 2.5%), seitdem allerdings deutlicher und vor allem nachhaltiger; denn in Zeiten wirtschaftlicher Erholung ging die Arbeitslosigkeit nicht mehr gleichermaßen zurück. Sie betraf 1988, dem letzten Jahr unseres Beobachtungszeitraums, 8.4% aller Arbeitnehmer<sup>4</sup> gegenüber meist unter 1% bis maximal 2.1% in den sechziger Jahren und Anfang der siebziger Jahre. Dieser gravierende Anstieg der Arbeitslosenquote ist umso dramatischer, als gleichzeitig auch die Erwerbsbeteiligung zugenommen hat - trotz rückläufiger Entwicklung bei den Selbständigen und Mithelfenden Familienangehörigen<sup>5</sup>. Der Anteil der Arbeitnehmer an der Bevölkerung (Tabelle 1, 5. Spalte) ist zwar von 1962 bis 1972 in etwa konstant geblieben (ca. 37%), seither aber kontinuierlich bis auf ca. 43% gestiegen. Folglich ist die absolute Zahl der Arbeitslosen in den achtziger Jahren noch stärker gestiegen als die prozentuale Arbeitslosenquote (von 889000 im Jahr 1980 um 152% auf 2242000 im Jahr 1988<sup>6</sup>).

Die folgende Untersuchung beschäftigt sich mit der Frage, inwieweit diese gesamtwirtschaftliche Entwicklung im Zusammenhang mit demographischen Strukturveränderungen und wechselnden politischen Mehrheiten bzw. Prioritäten die Verteilung von Einkommen und Wohlstandspositionen verändert hat.<sup>7</sup> Da die zur Verfügung

<sup>3</sup>1962 belief es sich auf 11873 DM/Jahr, 1988 auf 26352 DM /Jahr; das entspricht einem Anstieg um 122%; eigene Berechnung auf der Basis von Daten in: Bundesminister für Arbeit und Sozialordnung (1991), Tabellen 1.8 (nominales Volkseinkommen) und 6.11 (Preisindex für die Lebenshaltung von Arbeitnehmerhaushalten mit mittlerem Einkommen).

<sup>4</sup>Die Bezugsgröße umfaßt die beschäftigten und die arbeitslos gemeldeten Arbeitnehmer.

<sup>5</sup>Die Struktur der Erwerbspersonen hat sich kontinuierlich zu den Unselbständigen verschoben. Während 1962 noch gut 21% der Erwerbspersonen selbständig oder als Mithelfende Familienangehörige tätig waren, waren es 1972 nur noch knapp 15%, 1988 lediglich 10% (Tabelle 1, Spalten 4-6).

<sup>6</sup>Vgl. Bundesminister für Arbeit und Sozialordnung (1994), Tabelle 2.10. Aber auch die Arbeitslosenquote hat sich mehr als verdoppelt (+133%; vgl. Tabelle 1, 9. Spalte).

<sup>7</sup>Bisher vorliegende Untersuchungen zur Verteilungsentwicklung basieren z.gr.T. auf aggregierten Daten (Huster, E.-U. (1993); Schäfer, C. (1991); Krause, D., G. Schäuble (1986); Lindner, H. (1986)) oder auf Modellrechnungen (z.B. Bedau, K.-D. (1990); Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (1993a und 1993b)). Daneben existieren zwar auch etliche Untersuchungen unter Verwendung von Mikrodaten, diese beziehen sich aber häufig auf nur ein Stichjahr bzw. eine kurze Zeitspanne oder auf eine eingeschränkte Fragestellung; vgl. Hauser, R., P. Semrau (1990); Schломann, H. (1992); Hauser, R., B. Engel (1985); Klein, Th. (1987); Krupp, H.-

stehende EVS-Datenbank Querschnittsinformationen von lediglich 6 Stichjahren des 25 Jahre umfassenden Zeitraums enthält, lassen sich konjunkturelle Effekte auf die Einkommensverteilung nicht isolieren. Mit Ausnahme des Erhebungsjahres 1978, das hinsichtlich der realen Wachstumsrate durch einen konjunkturellen Höhepunkt (+ 5.3%) bei allerdings schon recht hoher Arbeitslosigkeit gekennzeichnet ist, fallen alle anderen Untersuchungsjahre zwischen die zyklischen Wendepunkte (vgl. Tabelle 1, 7. Spalte), was die Interpretation der EVS-Ergebnisse im Sinne einer Zeitreihe erleichtert.

## 2. Methodischer Ansatz

Das wesentlichste Ziel der Untersuchung besteht in der Deskription der Verteilungsergebnisse in den jeweiligen Stichjahren, wobei es in Anlehnung an den individualistischen Ansatz der Wohlfahrtsökonomie letztlich um Personen als Untersuchungseinheiten geht. Zur Messung der Wohlstandsposition von Individuen wird das sogenannte Äquivalenzeinkommen herangezogen, welches aus dem Haushaltseinkommen<sup>8</sup> durch Division mit einem vom Haushaltstyp abhängigen Gewichtungsfaktor abgeleitet wird. Die hierbei verwendete Äquivalenzskala wurde aus den Regelsatzproportionen des Bundessozialhilfegesetzes abgeleitet (je nach Alter Faktoren zwischen 0.45 und 0.9 für weitere Haushaltsmitglieder)<sup>9</sup>; diese „SH-Skala“ impliziert eine recht geringe Einschätzung der im Haushaltskontext anfallenden „economies of scale“, wenn man sie mit in anderen Ländern üblicherweise verwendeten Skalen vergleicht<sup>10</sup>. Deshalb wird in einer Alternativrechnung eine neuere Skala mit geringeren Gewichtungsfaktoren für Mehrpersonenhaushalte herangezogen, die als neuere

---

J., U. Hanefeld (1987); Krupp, H.-J., J. Schupp (1987); Rendtel, U., G. Wagner (1991); Berntsen, R. (1992). Die Untersuchungen von Prinz, A. (1990) und Schmid, F. (1992) beziehen sich hingegen auf die längerfristige Entwicklung der Einkommensverteilung (1969 bis 1983 bzw. 1950 bis 1988); sie stützen sich jedoch nicht auf Mikrodaten, sondern auf veröffentlichte Tabellen - also vorgruppiertes Zahlenmaterial - bezüglich der Einkommens- und Verbrauchsstichproben bzw. der Verteilungsrechnung des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung. Aus den erwähnten Studien läßt sich auf mäßige Verteilungsänderungen mit einem leichten Trend zu mehr Ungleichheit schließen.

<sup>8</sup>Die Anknüpfung an das Haushaltseinkommen zur Analyse der personellen Einkommensverteilung basiert auf der Pool-Annahme und der Gleichverteilungsannahme. Damit wird unterstellt, daß im Haushaltskontext die Summe aller individuellen Einkommen gemeinschaftlich verwendet wird und jedes Haushaltsmitglied - unabhängig von seinem persönlichen Beitrag zum Haushaltseinkommen - in etwa den gleichen Wohlstand realisieren kann.

<sup>9</sup>Hier wurde auf die Regelung vor Einführung des Statistikmodells zur Warenkorbbemessung (1990) Bezug genommen. Dies resultiert in folgenden Gewichtungsfaktoren: 1.0 für den Haushaltsvorstand; 0.8 für weitere Haushaltsmitglieder ab dem Alter von 22 Jahren; 0.9 für weitere Haushaltsmitglieder im Alter von 16 bis 21 Jahren; 0.75 für Jugendliche zwischen 12 und 15 Jahren; 0.65 für Kinder im Alter von 8 bis 11 Jahren; 0.45 für Kinder bis zu 7 Jahren.

<sup>10</sup>Diese ordnen den weiteren Haushaltsmitgliedern teilweise wesentlich geringere Bedarfsgewichte zu. Vgl. Buhmann, B., L. Rainwater, G. Schmaus, T.M. Smeeding (1988).

OECD-Skala<sup>11</sup> vorgeschlagen worden ist; sie impliziert Bedarfsgewichte von 1.0 für den Haushaltsvorstand, aber lediglich 0.3 für Kinder bis zum Alter von 14 Jahren und 0.5 für ältere Haushaltsmitglieder. Mit dieser Vergleichsrechnung soll gezeigt werden, inwieweit die normative Entscheidung für eine bestimmte Äquivalenzskala das Bild der Verteilung beeinflusst.

Die personelle Verteilung der Äquivalenzeinkommen ist das Ergebnis von Verteilungsprozessen auf verschiedenen Ebenen, wobei grob zwischen Faktoreinkommensverteilung und (direkten) staatlichen Verteilungskorrekturen - zum einen durch positive Transfers, zum anderen durch Steuern und Pflichtbeiträge zur Sozialversicherung -<sup>12</sup> unterschieden werden kann. Dementsprechend werden in dieser Arbeit nach einer Darstellung der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen auch die Tendenzen auf den vorgelagerten Stufen des Verteilungsprozesses betrachtet. Darüber hinaus wird zwischen Haushalten und Personen als Bezugseinheiten differenziert, um den „nivellierenden“ Effekt der privaten „Umverteilung“ innerhalb der Haushalte herauszuarbeiten. Ausgangspunkt ist die Verteilung der Faktoreinkommen (i.e.S.) unter Bezugnahme auf alle privaten Haushalte (einschl. der „Nullfälle“). Unter Berücksichtigung der jeweiligen Haushaltsgröße und -struktur mit Hilfe der SH-Skala ergibt sich daraus die Verteilung der Faktoräquivalenzeinkommen auf Personen. Im nächsten Schritt werden die Faktoreinkommen der Haushalte um empfangene öffentliche und private Transferzahlungen zum Haushaltsbruttoeinkommen erweitert, dessen Verteilung wiederum auf Haushalts- und Personenebene dargestellt wird. Nach Abzug der direkten Steuern (Lohn-, Einkommen-, Vermögensteuer) und Pflichtbeiträge zur Sozialversicherung ergibt sich auf der dritten Stufe die Verteilung der Nettoeinkommen auf Haushalte und schließlich die „finale“ Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen auf Personen. Diese Zerlegung des Verteilungsergebnisses in Teilbereiche ist zwar keineswegs als kausalanalytischer Ansatz zu verstehen; denn die Schnittstellen bei der Faktor-, Brutto- und Nettoeinkommensverteilung berücksichtigen eher formale als inzidenztheoretische Gesichtspunkte, die genannten „Stufen“ des Verteilungsprozesses sind interdependent miteinander verbunden. Dennoch lassen sich aus

---

<sup>11</sup> Vgl. Hagenars, A., K. De Vos, M. Zaidi (1992).

<sup>12</sup>Es wird hier bewußt nicht von „Umverteilung“ gesprochen, da dies die Formulierung eines Referenzsystems und - sofern man sich nicht auf die formale Inzidenzmessung beschränken will - die Entwicklung eines komplexen Simulationsmodells unter Berücksichtigung von makroökonomischen Kreislaufzusammenhängen und Überwälzungshypothesen erfordern würde. Vgl. in diesem Zusammenhang die formale Differentialinzidenzanalyse auf der Basis der EVS 1969 von Stolz, I. (1983).

der Gegenüberstellung der verschiedenen Ebenen erste Hinweise ableiten, ob auf den dem „Marktprozeß“ nachgelagerten Stufen - Transfergewährung und Abgabenerhebung - die Ungleichheit der Faktoreinkommensverteilung verstärkt oder tendenziell kompensiert wird<sup>13</sup>. Insbesondere im Zeitvergleich dürften sich hieraus interessante Einsichten ableiten lassen.

Die verwendeten Einkommensbegriffe entsprechen im wesentlichen den gängigen Definitionen. Das Faktoreinkommen als Summe der Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit (ohne Arbeitgeberanteile an den Sozialversicherungsbeiträgen), aus Unternehmertätigkeit<sup>14</sup> und aus Vermögen (einschl. eines Mietwertes für selbstgenutztes Wohneigentum) umfaßt allerdings nicht die laufenden Einnahmen aus Lebensversicherungsverträgen, obwohl es sich dabei teilweise um Zinseinkommen handelt; letztere lassen sich jedoch nicht von dem Teil der Einnahmen isolieren, der als Kapitalauflösung zu interpretieren ist. Das Haushaltsbruttoeinkommen wird im folgenden demgegenüber weiter abgegrenzt, indem es auch die „gemischten“ Transaktionen von privaten Lebensversicherungen umfaßt. Diese Abweichung vom Einkommensbegriff der Reinvermögenszugangstheorie erfolgt im Hinblick auf die wesentliche Funktion der Lebensstandardsicherung von privaten Lebensversicherungen. In einer zeitpunktbezogenen Analyse lassen sich Einnahmen aus Versicherungsverträgen im Einzelfall nicht in vermögenswirksame Transaktionen, Verzinsung sowie Risikoausgleichs- und Umverteilungselemente trennen; dies gilt beispielsweise auch für Renten von privaten Unfallversicherungen und für Transferzahlungen der Sozialversicherung. Folglich wird hier ein empirisch ausgerichtetes Einkommenskonzept zugrunde gelegt unter Einbeziehung der genannten Mischtransfers, um den Lebensstandard verschiedener sozialer Gruppen in einzelnen Stichjahren in etwa vergleichen zu können. Einmalige Übertragungen von Schaden-, Unfall-, oder Krankenversicherungen, die eher den Charakter von Barerstattungen haben, bleiben aber ausgeklammert.

---

<sup>13</sup>Vgl. in diesem Zusammenhang den ähnlichen Ansatz von Johnson, P., S. Webb (1993) für Großbritannien. Alternativ könnte man in Anlehnung an Jenkins, S.P. (1995) eine Dekompositionsanalyse von additiv zerlegbaren Verteilungsmaßen bezüglich einzelner Einkommenskomponenten durchführen. Letztlich handelt es sich aber auch bei dieser mathematisch eleganten Methode um eine formale, partialanalytische Vorgehensweise, bei der mittels Differenzenrechnung der Einfluß von Teilentwicklungen auf die Gesamtentwicklung approximiert wird.

<sup>14</sup> Die Einkommen aus Unternehmertätigkeit werden in der EVS - wie im folgenden Abschnitt 3 ausgeführt - überwiegend als Saldo zwischen Gesamtausgaben (einschließlich Ausgaben für Vermögensbildung) und sonstigen Einkommen ermittelt. Diese Restgröße wird bei einem Teil der Fälle durch die Ergebnisse einer Nacherhebung der Werte der Steuererklärung bzw. des Steuerbescheids korrigiert. Die Differenz der beiden Größen wird vom Statistischen Bundesamt als „nichtentnommener Gewinn“ verbucht, der aber „schon aus methodischen Gründen mit dem Wert für nichtentnommene Gewinne in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen nicht vergleichbar“ ist (Statistisches Bundesamt (1994b), S. 46).

Schließlich ist auch die Wahl des (mit einer Äquivalenzskala gewichteten) Haushaltsnettoeinkommens als Indikator für individuellen Lebensstandard bzw. Wohlstand aus empirisch-pragmatischen Erwägungen erfolgt. Aus transferökonomischer Sicht ist das Nettoeinkommenskonzept fragwürdig, da die Pflichtbeiträge zur Sozialversicherung wie direkte Steuern vom Bruttoeinkommen abgezogen werden, ohne die mit der Beitragsentrichtung erworbenen Ansprüche zu berücksichtigen. Zudem entsprechen der formalen Differenzierung zwischen Pflicht- und freiwilligen Beiträgen - dies betrifft nur noch die Gesetzliche Krankenversicherung, in den sechziger Jahren in begrenztem Maß auch die Gesetzliche Rentenversicherung - keine grundsätzlich unterschiedlichen Sachverhalte. Folglich sind die auf das sozialrechtlich abgegrenzte Nettoeinkommenskonzept bezogenen Wohlstandspositionen einzelner sozialer Gruppen inhaltlich nicht vollkommen vergleichbar; sie erscheinen teilweise nach Abzug von Vorsorgeaufwendungen, insoweit diese zwangsweise erfolgen, teilweise vor Abzug derartiger Aufwendungen, insofern sie freiwillig getätigt werden. Wenn in dieser Arbeit dennoch an das Haushaltsnettoeinkommen in der etwas willkürlich anmutenden Abgrenzung angeknüpft wird, so hat dies im wesentlichen zwei Gründe. Zum einen umfaßt die Datenbankversion der Einkommens- und Verbrauchsstichproben keine Angaben über die Höhe freiwilliger Sozialversicherungsbeiträge bzw. Beitragsleistungen an private Versicherungen, so daß eine Modifizierung des Einkommenskonzepts für freiwillig und privat Versicherte nicht ohne weiteres möglich ist. Zum anderen dienen Beiträge an private Versicherungen nicht immer nur der Vorsorge, sondern teilweise einer Vermögensanlage unter Renditegesichtspunkten. Bei Lebensversicherungsverträgen sind Vorsorge und Ersparnis häufig nicht zu unterscheiden, sie gehen fließend ineinander über. Von daher wäre die Einordnung dieser Versicherungsprämien in Analogie zu Beiträgen an die Gesetzliche Rentenversicherung mit Verzerrungen in der entgegengesetzten Richtung verbunden.

### **3. Die EVS-Datenbank 1962 bis 1988**

Zu den seit 1962 in regelmäßigen Abständen (4 bis 6 Jahre) durchgeführten Einkommens- und Verbrauchsstichproben des Statistischen Bundesamtes gibt es im Grunde keine Alternative, wenn die Entwicklung der personellen Einkommensverteilung in der Bundesrepublik über



einen längeren Zeitraum analysiert werden soll<sup>15</sup>. Bei einem Stichprobenumfang von jeweils ca. 45000 Haushalten (vgl. Tabelle 2) sind weitgehende Disaggregationen möglich, und das Erhebungsprogramm der EVS umfaßt kontinuierlich neben demographischen Variablen relativ detailliert Einkommensniveau und -struktur der Haushalte, Ausgaben nach Güterarten, Wohnbedingungen, Vermögen und Schulden. Ein wesentlicher Vorteil der EVS ist der ein Jahr umfassende Erhebungszeitraum, für den die beteiligten Haushalte genaue Aufzeichnungen über Einnahmen und Ausgaben machen. Die im folgenden präsentierten Verteilungsergebnisse beruhen also auf kontinuierlich, nicht retrospektiv erhobenen Jahreseinkommen; sie sind nicht nur eine Momentaufnahme nach dem Stichtagskonzept.<sup>16</sup>

Die (anonymisierten) Individualdaten der Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1962/63 bis 1988 sind mittlerweile in eine Datenbank an der Universität Frankfurt/Main implementiert worden und stehen im Rahmen dieses Projekts für mikroanalytische Auswertungen zur Verfügung. Allerdings umfaßt die EVS-Datenbank ab 1973 aus Gründen des Datenschutzes nicht mehr die vollständigen Originaldatensätze. Vielmehr wurden jeweils nur 98%-Unterstichproben mit teilweise gerundeten Werten bzw. im Rahmen der Aufbereitung zusammengefaßten Variablen<sup>17</sup> sowie mit einer oberen Kappungsgrenze und unter Ausschluß der Haushalte mit 7 und mehr Personen zur Verfügung gestellt<sup>18</sup>. Infolgedessen sind mit den jüngeren Datensätzen jeweils ca. 96% der insgesamt einbezogenen Privathaushalte erfaßt, wie aus Tabelle 2 hervorgeht. Dies dürfte die Qualität der Datenbank kaum beeinträchtigen. Gravierender ist allerdings der Informationsverlust infolge der Zusammenfassung der monatlichen Einkommensangaben zu Jahreswerten. In den jüngeren Datensätzen (1983 und 1988) ist für die wesentlichsten Einkommensarten aber zumindest die Zahl der Bezugsmonate enthalten, während die älteren Daten keinerlei diesbezügliche Angaben umfassen. Demzufolge kann beispielsweise bis einschließlich 1978 nicht zwischen ganzjährig beschäftigten Arbeitnehmern und Beschäftigten, die nur für einige Monate des Jahres Arbeitseinkommen bezogen, unterschieden werden. Da das Datenmaterial der EVS auch keine

---

<sup>15</sup>Das für Verteilungsanalysen ebenfalls sehr geeignete Sozio-oekonomische Panel wird erst seit 1984 durchgeführt und ist ansonsten hinsichtlich seiner Konzeption teilweise umfassender, in Teilbereichen aber auch weniger detailliert als die EVS. Vgl. z.B. Müller, K., R. Hauser, J. Frick, G. Wagner (1995).

<sup>16</sup>Zu den einzelnen EVS-Erhebungen vgl. Horstmann, K. (1961) und Euler, M. (1968, 1972, 1977, 1982, 1983, 1987).

<sup>17</sup>Die Zusammenfassung von Variablen durch die Aufbereitung ist darüber hinaus insbesondere ein Problem des Datensatzes von 1962/63.

<sup>18</sup>Die Ausgaben der privaten Haushalte wurden zudem zu nur wenigen Kategorien zusammengefaßt.

Differenzierung zwischen Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigten zuläßt, sind also Analysen der Verteilung der Einkommen aus unselbständiger Arbeit enge Grenzen gesetzt.

Neben den Besonderheiten der EVS-Datenbank sollen an dieser Stelle auch einige allgemeine Probleme der Einkommens- und Verbrauchsstichproben erörtert werden, die ihre Repräsentativität einschränken und mögliche Fehler bzw. Verzerrungen nur schwer abschätzen lassen. So ist die Grundgesamtheit der EVS nicht identisch mit der Gesamtbevölkerung der Bundesrepublik Deutschland. Haushalte mit ausländischem Haushaltsvorstand sind - im Gegensatz beispielsweise zum Sozio-oekonomischen Panel - ebenso wie die Anstaltsbevölkerung bisher nicht in die Erhebungen einbezogen worden<sup>19</sup>. Bei einem ausländischen Bevölkerungsanteil von 7.3% im Jahr 1988 (1990: 8.4%) gegenüber nur 4.9% 1970 (vgl. Tabelle 1) ist die Vernachlässigung dieser Gruppe mittlerweile eine wesentliche Begrenzung der Aussagekraft von EVS-Ergebnissen; mögliche verzerrende Effekte auf die ermittelten Gesamtverteilungen haben im Untersuchungszeitraum tendenziell also zugenommen.

Auch bezüglich der Grundgesamtheit der Einkommens- und Verbrauchsstichproben ist mit einigen Einschränkungen der Repräsentativität zu rechnen. Da die Beteiligung an den Befragungen freiwillig ist, wurden die Haushalte nicht nach dem Zufallsprinzip, sondern nach einem Quotenauswahlverfahren, das auf den Ergebnissen des jeweils vorangegangenen Mikrozensus beruht, geworben. Denn nach Einschätzungen des Statistischen Bundesamtes aufgrund von Probeerhebungen würde sich maximal nur etwa ein Viertel der nach einer Zufallsauswahl gezogenen Haushalte an der Erhebung beteiligen<sup>20</sup>; demzufolge wären die systematischen Fehler so groß, daß der Vorteil, Zufallsfehler abschätzen zu können, daneben „verblaßt“<sup>21</sup>. Die Abweichung vom stichprobentheoretisch idealen Zufallsverfahren erscheint also durchaus gerechtfertigt. Daß in den Daten der EVS insbesondere die oberen Einkommensschichten untererfaßt sind, ist auch weniger eine Folge des Auswahlverfahrens

---

<sup>19</sup>Erstmals wurden 1993 auch ausländische Haushalte befragt, nachdem im Rahmen der EVS 1988 ein diesbezüglicher Test durchgeführt worden ist.

<sup>20</sup>Vgl. Statistisches Bundesamt (1994b), S. 14. Bei Teilerhebungen ohne Auskunftspflicht der Befragten wird „...das Zufallsprinzip durch Antwortausfälle gestört“ (Krug, W., M. Nourney, J. Schmidt (1994), S. 55).

<sup>21</sup>Vgl. in diesem Zusammenhang Krug, W., M. Nourney, J. Schmidt (1994), S. 46; die Autoren führen aus, daß Zufallsfehler und systematischer Fehler „in einem ausgewogenen Verhältnis zueinander stehen sollten“.

als durch die Freiwilligkeit der Beteiligung bedingt<sup>22</sup>. Die Erfassung von oberen, aber auch von unteren Randgruppen der Verteilung ist ein allgemeines Problem der Umfrageforschung mit der möglichen Folge eines „Mittelstands-Bias“<sup>23</sup>. Dieser läßt sich im Rahmen des Hochrechnungsverfahrens, das sich wie die Quotenauswahl am vorangegangenen Mikrozensus orientiert, nur begrenzt korrigieren, da eine zuverlässige Referenzstatistik insbesondere für die untersten und obersten Einkommensschichten bisher nicht vorliegt. Wegen der geringen Beteiligung von Haushalten mit sehr hohem Einkommen an den Einkommens- und Verbrauchsstichproben hat das Statistische Bundesamt die sogenannte „Abschneidegrenze“ eingeführt. Haushalte mit einem monatlichen Nettoeinkommen oberhalb des Grenzwerts - für 1988 und 1983 liegt er bei DM 25000 - werden bei den Auswertungen ausgeschlossen, da die geringen Fallzahlen einen zu großen Fehlerspielraum implizieren.<sup>24</sup>

Inwieweit die erwähnten Erfassungsprobleme der Einkommens- und Verbrauchsstichproben tatsächlich zu Repräsentativitätsfehlern führen, ist schwer abschätzbar<sup>25</sup>. Ein häufig verwendeter Ansatz zur Eruiierung der Qualität eines Mikrodatsatzes ist die Gegenüberstellung von hochgerechneten Stichprobenergebnissen mit Makroaggregaten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) oder anderer gesamtwirtschaftlicher Statistiken. Tabelle 3 enthält einen derartigen Vergleich. Bei einer Interpretation der daraus abgeleiteten „Übereinstimmungsquoten“ (ÜQU) ist allerdings zu bedenken, daß die Einkommensaggregate der EVS nur bedingt mit denen der VGR vergleichbar sind. Abgesehen von der Vernachlässigung einiger Bevölkerungsgruppen in der EVS bestehen konzeptionelle Unterschiede zwischen den verglichenen Größen<sup>26</sup>, was hauptsächlich die Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen betrifft. Diese zu erfassen, bereitet nämlich nicht nur in

---

<sup>22</sup>Allerdings ist auch im Falle einer Auskunftspflicht sehr fraglich, ob eine bessere Erfassung der Einkommensverteilung gelingen würde. Möglicherweise wäre dann der Anteil der falschen Angaben wesentlich größer.

<sup>23</sup> Vgl. in diesem Zusammenhang die Untersuchung von Riede, Th., D. Emmerling (1994), die auf der Basis des Mikrozensus das Antwortverhalten bei Fragen, die von der Auskunftspflicht ausgenommen waren, analysiert haben. Die Autoren konstatieren einen ausgeprägten Mittelstands-Bias durch Antwortverweigerungen und folgern, daß die Qualitätsanforderungen an den Mikrozensus bei freiwilliger Auskunftserteilung nicht erfüllt werden (S. 742).

<sup>24</sup>Die Abschneidegrenze ist nicht an eine gesamtwirtschaftliche nominale Wachstumsrate gekoppelt, was zu einer leichten Verzerrung der dargestellten Verteilungsentwicklung führen kann. Der Grenzwert beträgt für 1969 DM 10000, für 1973 DM 15000 und für 1978 DM 20000. Vgl. Statistisches Bundesamt (1994b), S. 17.

<sup>25</sup>Zu bisher vorliegenden Untersuchungen dieser Frage vgl. die Literaturhinweise in Statistisches Bundesamt (1994b), S. 59.

<sup>26</sup>Das Statistische Bundesamt (1994b, S. 60f.) nennt system- oder erhebungstechnisch bedingte Abweichungen, so daß es insbesondere hinsichtlich der Einkommen aus übriger Unternehmertätigkeit (ohne Landwirtschaft) nicht zweckmäßig sei, von Untererfassung in der EVS zu sprechen. Vgl. in diesem Zusammenhang auch Euler, M. (1985, S. 85): „...Unmittelbare Vergleiche (der EVS; d. Verf.) mit den Ergebnissen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (sind) nicht möglich...“.

der EVS, sondern auch in der VGR einige Schwierigkeiten. In der EVS werden die Einkommen aus selbständiger Arbeit überwiegend nicht direkt erfragt, sondern als Differenz zwischen den Gesamtausgaben (einschl. Ausgaben für Vermögensbildung, also Ersparnis) und den nicht aus selbständiger Tätigkeit stammenden (direkt erhobenen) Einnahmen errechnet<sup>27</sup>; in dieser Restgröße können sich also Ungenauigkeiten in den Angaben zu einzelnen Einnahmen- und Ausgabenarten kumulieren oder kompensieren. Auch in den VGR werden die Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen nicht originär berechnet. Sie ergeben sich vielmehr als Saldo zwischen Volkseinkommen und Einkommen aus unselbständiger Arbeit<sup>28</sup>. Nach Abzug der auf der Basis von Gewinn- und Verlustrechnungen der Kreditinstitute sowie von Angaben der Deutschen Bundesbank geschätzten Vermögenseinkommen<sup>29</sup> resultiert als Restgröße das Einkommen aus Unternehmertätigkeit<sup>30</sup>, das im Gegensatz zum EVS-Konzept auch die Einkommen aus Wohnungsvermietung umfaßt. In dieser Größe summieren sich also zwangsläufig alle Fehler der Einzelpositionen des komplizierten Rechensystems der VGR; sie kann „in unbekanntem Umfang von einem hypothetischen wahren Wert abweichen“ (Statistisches Bundesamt (1994b), S. 61). Schließlich erfolgt die sektorale Aufteilung der Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen<sup>31</sup> durch weitere Saldierungen und unter Bezugnahme auf diverse Annahmen und Hilfsindikatoren<sup>32</sup>, so daß die in der VGR für die privaten Haushalte abgeleiteten Werte nur als ungefähre Anhaltspunkte im Zusammenhang mit der Frage nach der „Brauchbarkeit“ der EVS herangezogen werden sollten. In Tabelle 3 sind einige hochgerechnete EVS-Ergebnisse entsprechenden gesamtwirtschaftlichen Größen gegenübergestellt worden. Demnach ist die Bevölkerung ausschließlich der Ausländer in der EVS recht gut erfaßt. Die Übereinstimmungsquoten liegen zwischen 93% und 97%, im ersten Erhebungsjahr 1962/63, als es noch keine „Abschneidegrenze“ für sehr hohe Einkommensgruppen gab und der Anteil der Anstaltsbevölkerung wahrscheinlich gering war, sogar bei 99%. Auch bei den Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit erreichen die aus der EVS abgeleiteten Aggregate plausible Werte. Wenn man berücksichtigt, daß die EVS einige Bevölkerungsgruppen nicht erfaßt, können die von den Originalstichproben 1969 bis 1983

---

<sup>27</sup>Vgl. Statistisches Bundesamt (1994b), S. 46.

<sup>28</sup>Vgl. Schüler, K., V. Spies (1991), S. 654.

<sup>29</sup>Vgl. Statistisches Bundesamt (1994b), S. 61.

<sup>30</sup>Zur besonderen Problematik der in dieser Größe enthaltenen nichtentnommenen Gewinne der Unternehmen ohne eigene Rechtspersönlichkeit vgl. Schüler, K., V. Spies (1991), S. 664-666.

<sup>31</sup>Im Gegensatz zur EVS umfassen die in der VGR ausgewiesenen Vermögenseinkommen der privaten Haushalte auch Vermögenserträge, die Versicherungsunternehmen zugunsten der Versicherten erwirtschaften (vgl. Schüler, K. (und Mitarbeiter) (1990), S.184)

erreichten (auf die VGR bezogenen) Übereinstimmungsquoten von annähernd 90% als durchaus zufriedenstellend bezeichnet werden. Die entsprechenden Übereinstimmungsquoten der EVS-Datenbank liegen ab 1973 jeweils um drei bis vier Prozentpunkte darunter, da es sich bei diesen Datensätzen um 98%-Unterstichproben unter Ausschluß der Haushalte mit 7 und mehr Personen handelt. Die Aussagekraft mikroanalytischer Auswertungen, die sich jeweils nur auf Strukturen beziehen, dürfte dadurch kaum beeinträchtigt sein. Daß für 1962/63 eine Übereinstimmungsquote von nur 80% ausgewiesen ist, liegt im wesentlichen daran, daß der Bezugswert der VGR sich auf 1963 bezieht, für einen Vergleich mit dem Erhebungszeitraum der EVS also zu hoch ist. Am ungünstigsten erscheint das Ergebnis für 1988. Die in der EVS erhobenen Einkommen aus unselbständiger Arbeit erreichen nur 81% (in der Datenbank: 78%) des in der VGR nachgewiesenen Aggregats. Die Ursachen für die erhöhte Diskrepanz zwischen den verglichenen Werten sind wahrscheinlich vielfältiger Art und können an dieser Stelle nicht geklärt werden. Ein Grund könnte die gegenüber 1983 unveränderte „Abschneidegrenze“ (monatliches Haushaltsnettoeinkommen von 25000 DM und mehr) sein, da dadurch 1988 ein größerer Teil der hohen Einkommenschichten und möglicherweise auch der Spitzenverdiener unter den Arbeitnehmern ausgeschlossen ist als 1983.<sup>33</sup> Es bleibt ungewiß, ob die Verteilungsergebnisse der EVS 1988 dadurch nennenswert verfälscht sind.

Nach den vorangestellten Ausführungen zum vermuteten „Mittelstands-Bias“ von Einkommensbefragungen mit freiwilliger Teilnahme ist es nicht überraschend, daß die Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen z.T. wesentlich stärker hinter den Ergebnissen der VGR zurückbleiben als die Arbeitnehmereinkünfte. Die Übereinstimmungsquoten (der Originalstichproben) schwanken zudem auch relativ stark. Im Erhebungsjahr 1983 wird mit immerhin 83% die weitestgehende Annäherung erreicht. Für die früheren Zeiträume ergeben sich Übereinstimmungsquoten zwischen 77% und 79% mit Ausnahme des Jahres 1969 mit nur 70%. Das niedrigste Ergebnis zeigt sich wiederum für 1988; hier belaufen sich die in der EVS erfaßten Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen auf lediglich knapp zwei Drittel des VGR-Aggregats. Zwar ist auch die Referenzgröße mit erheblichen Unsicherheiten behaftet, wie oben erläutert wurde. Angesichts der Größenordnung der Abweichungen ist dennoch davon auszugehen, daß infolge der unzureichenden Erfassung der Selbständigen die Ungleichheit der Einkommensverteilung durch die EVS (-Datenbank) tendenziell unterschätzt wird; dies gilt wahrscheinlich verstärkt

---

<sup>32</sup>Bezüglich der Vermögenseinkommen vgl. Schüler, K., V. Spies (1991), S. 655-659.

für 1988 - möglicherweise auch bedingt durch die gegenüber 1983 unveränderte „Abschneidegrenze“ für die obersten Haushaltsnettoeinkommen. Die Übereinstimmungsquoten der EVS-Datenbank fallen - soweit es sich um Unterstichproben (98%) handelt (ab 1973) - nochmals um drei bis vier Prozentpunkte niedriger aus als die der Originalstichprobe; dies dürfte aber hinsichtlich der Repräsentativität von Verteilungsergebnissen irrelevant sein.

Im dritten Block der Tabelle 3 sind schließlich die hochgerechneten Aggregate einiger öffentlicher Sozialleistungen ausgewiesen und den Ergebnissen der Sozialberichterstattung gegenübergestellt. Für Renten der Gesetzlichen Unfallversicherung, der Gesetzlichen Rentenversicherung und öffentliche Pensionen insgesamt zeigen sich durchweg sehr hohe Übereinstimmungsquoten<sup>34</sup> von über 95% bzw. für die Datenbankversion nach 1973 von 92% bis 94%.<sup>35</sup> Hier scheint die EVS einen besonders hohen Repräsentativitätsgrad zu erreichen, zumal Renten- und Pensionsempfänger nur in seltenen Fällen den obersten Einkommensschichten angehören dürften. Dennoch kann man vom Nachweis des Aggregats nicht unbedingt auf die Zuverlässigkeit der erfaßten Verteilung - z.B. am untersten Rand - schließen.

In Tabelle 4 ist eine weitere Gegenüberstellung von EVS-Ergebnissen (bezogen auf die Datenbankversion) mit Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen vorgenommen worden, obwohl auch hier die Vergleichbarkeit der jeweiligen Einkommensvariablen eingeschränkt ist. Die Darstellung von gruppenspezifischen Durchschnittswerten der verfügbaren (VGR) bzw. Nettoeinkommen (EVS) in Abhängigkeit von der sozialen Stellung des Haushaltsvorstands als einem Aspekt der horizontalen Einkommensverteilung bezieht sich nur auf die Erhebungsjahre 1973, 1978, 1983 und 1988, da VGR-Ergebnisse in dieser Aufbereitung erst neuerdings veröffentlicht wurden und für 1962/63 und 1969 nicht vorliegen. Das verfügbare Einkommen umfaßt im Gegensatz zum Haushaltsnettoeinkommen in der hier gewählten Abgrenzung (s.o.) auch Schadenversicherungsleistungen sowie sonstige laufende Übertragungen; analog sind die dementsprechenden geleisteten sonstigen laufenden

---

<sup>33</sup>Vgl. Hertel J. (1992), S. 656.

<sup>34</sup>Für die drei ersten Erhebungsjahre lassen sich aus den Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes keine Vergleichszahlen ableiten, so daß hier nur Ergebnisse der Datenbank ausgewiesen sind.

<sup>35</sup>Diese guten Gesamtergebnisse resultieren allerdings aus im einzelnen recht unterschiedlichen Nachweisquoten, nämlich einer Übererfassung der Pensionen (1983: 114%), einer leicht unterdurchschnittlichen Erfassung der Renten der Gesetzlichen Rentenversicherung (1983: 88%) und einer deutlichen Untererfassung der Renten der Gesetzlichen Unfallversicherung (1983: 47%); eigene Berechnungen auf der Basis der EVS-Datenbank.

Übertragungen abgesetzt, z.B. die Kfz.-Steuer, Versicherungsnettoprämien, Unterhaltsleistungen, Beiträge und Spenden<sup>36</sup>, aber auch Zinsen auf Konsumentenkredite<sup>37</sup>. Nach einer Näherungsrechnung von Euler (M., 1985, S. 60) auf der Basis der EVS 1978 übersteigt das Haushaltsnettoeinkommen das verfügbare Einkommen im Durchschnitt um gut 7%, was bei der Interpretation der in Tabelle 4 ausgewiesenen Differenzen zu berücksichtigen ist. Wenn im Durchschnitt aller Haushalte der aus der EVS abgeleitete Wert ungefähr dem VGR-Betrag für das verfügbare Einkommen entspricht (1973, 1978 und 1983), so läßt sich daraus auf eine ungefähre Übereinstimmungsquote von gut 90% schließen. Wenn das Haushaltsnettoeinkommen (EVS) deutlich unter dem VGR-Wert liegt (1988), so deutet dies auf eine wesentlich niedrigere Übereinstimmungsquote hin; für einzelne gruppenspezifische Durchschnittswerte gelten diese tendenziellen Zusammenhänge möglicherweise abgeschwächt bzw. verstärkt.

Die vom Statistischen Bundesamt berechneten verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte<sup>38</sup> werden zum einen als Durchschnittswerte pro Haushalt, zum anderen als Durchschnitt pro „Verbrauchereinheit“ veröffentlicht, wobei letzteres Konzept dem des Äquivalenzeinkommens nahekommmt. Die dabei verwendete Äquivalenzskala weicht etwas von der in dieser Arbeit hauptsächlich verwendeten SH-Skala ab, so daß die EVS-Berechnungen für diesen Vergleich angepaßt worden sind: Kindern und Jugendlichen bis zum Alter von 14 Jahren wird ein Gewichtungsfaktor von 0.5, älteren weiteren Haushaltsmitgliedern ein Faktor von 0.7 zugeordnet. Es verbleibt jedoch ein konzeptioneller Unterschied zwischen den in Tabelle 4 (rechter Block) gegenübergestellten Äquivalenzeinkommen, der sich bereits durch den Begriff „verfügbares Einkommen je Verbrauchereinheit“ (VGR) als Pendant zum „Äquivalenzeinkommen pro Person“ (EVS) andeutet. Während die VGR-Werte aus der Division des (gruppen-)durchschnittlichen (verfügbaren) Haushaltseinkommens durch die entsprechende (gruppen-)durchschnittliche Summe der Äquivalenzgewichte (pro Haushalt) resultieren, wird für die EVS das Äquivalenzeinkommen auf der Ebene des individuellen Haushalts ermittelt, mit der jeweiligen Anzahl der Haushaltsmitglieder gewichtet, über alle Haushalte summiert und

---

<sup>36</sup>Vgl. Schüler, K. (und Mitarbeiter) (1990), S. 184. Der im folgenden für die EVS verwendete Nettoeinkommensbegriff umfaßt zwar auch empfangene Unterhaltsleistungen als private Transferart; die geleisteten Unterhaltszahlungen sind jedoch nicht abgesetzt, da die Datenbank keine diesbezügliche Variable umfaßt.

<sup>37</sup>Vgl. Schüler, K. (und Mitarbeiter) (1990), S. 183.

<sup>38</sup>Zum methodischen Ansatz der gruppenspezifischen Zurechnungen vgl. Spies, V. (und Mitarbeiter) (1992).

schließlich pro Kopf der einbezogenen Bevölkerung ausgewiesen<sup>39</sup>. Kurz gesagt, der gruppenbezogene VGR-Ansatz wird mit mikroanalytisch abgeleiteten Ergebnissen der EVS verglichen, wobei ersterer eine systematische Nivellierungstendenz impliziert.

Trotz dieser auch in Tabelle 4 vorhandenen methodisch bedingten Diskrepanzen zwischen VGR- und EVS-Ergebnissen können aus ihrer Gegenüberstellung doch zumindest einige Anhaltspunkte über die Güte der EVS-Datenbank als Verteilungsstatistik gewonnen werden. Für die privaten Haushalte insgesamt liegen das durchschnittliche Haushaltsnettoeinkommen sowie das Nettoäquivalenzeinkommen sehr nahe dem durchschnittlichen verfügbaren Einkommen je Haushalt bzw. je Verbrauchereinheit, mit Ausnahme von 1988 mit einer Differenz von knapp 10% des VGR-Werts. Wie bereits erwähnt, ergibt sich daraus eine geschätzte Übereinstimmungsquote von gut 90% bzw. ca. 80% (1988) bei allerdings teilweise starken Abweichungen für einzelne soziale Gruppen (jeweils 1. Zeile in Tabelle 4).

Erwartungsgemäß bleiben die durchschnittlichen Nettoeinkommen der Selbständigenhaushalte (ohne Landwirte) am stärksten hinter den entsprechenden verfügbaren Einkommen (VGR) zurück, wobei das Ergebnis für 1983 mit - 14% noch relativ günstig erscheint, während 1988 die Differenz zwei Fünftel des VGR-Wertes ausmacht. Gravierende Abweichungen, die zudem nicht einmal in der Richtung stabil sind, zeigen sich auch bei den Landwirte-Haushalten. Dabei fällt auf, daß auf Personenebene (rechter Block in Tabelle 4) die negativen Differenzen wesentlich geringer bzw. die positiven Differenzen deutlich höher sind als auf Haushaltsebene. Dies ist zumindest teilweise auf den Ausschluß der großen Haushalte (7 und mehr Personen), die (z.B. als Drei-Generationen-Haushalte) insbesondere bei den

---

<sup>39</sup>Formal läßt sich der methodische Unterschied wie folgt darstellen:

$$YVGR = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{\sum_{i=1}^n sc_i} \neq YEVS = \frac{\sum_{i=1}^n (\frac{y_i}{sc_i}) \cdot p_i}{n \cdot p}$$

mit YVGR = verfügbares Einkommen je Verbrauchereinheit;

YEVS = Nettoäquivalenzeinkommen pro Person;

n = Zahl der Haushalte

p = durchschnittliche Personenzahl pro Haushalt;

p<sub>i</sub> = Personenzahl des Haushalts i;

y<sub>i</sub> = verfügbares (VGR) bzw. Nettoeinkommen (EVS) des Haushalts i;

sc<sub>i</sub> = Summe der Äquivalenzgewichte im Haushalt i.



Landwirten vertreten sind<sup>40</sup>, aus der EVS-Datenbank zurückzuführen. Auf Haushaltsebene zeigt sich für 1973 und 1978 (ähnlich wie für die sonstigen Selbständigen-Haushalte) ein beträchtliches Minus des EVS-Ergebnisses gegenüber dem VGR-Wert ( -19% bzw. -11%), während für 1983 und 1988 die Abweichungen in die umgekehrte Richtung gehen (+27% bzw. +11%). Die aus den VGR resultierenden starken Schwankungen der Haushaltseinkommen von Landwirten und insbesondere der dort ausgewiesene starke Einbruch von 1983<sup>41</sup> werden in der EVS also nicht nachgewiesen. Eine Ursache könnten die nichtentnommenen Gewinne des VGR-Einkommenskonzepts sein, die systematischen Schwankungen unterliegen und im Bereich der Landwirtschaft teilweise negativ ausgefallen sind<sup>42</sup>. Diese aus der Saldenmechanik des Gesamtrechnungswesens folgenden Negativbeträge, die im übrigen insbesondere in der Wohnungswirtschaft vorkommen, deuten an, daß über die Preise erwirtschaftete Abschreibungen entnommen worden sind; im EVS-Einkommenskonzept gibt es keine dementsprechende Komponente.

Im Gegensatz zu den Selbständigen-Haushalten sind die Unterschiede zwischen den aus der EVS-Datenbank ermittelten gruppenspezifischen Durchschnittseinkommen und den entsprechenden VGR-Werten für die Arbeitnehmer- und Nichterwerbstätigen-Haushalte meist gering. Die in Tabelle 4 ausgewiesenen Differenzen bewegen sich zwischen -7% und +7% des VGR-Ergebnisses für das verfügbare Einkommen. Sie weichen auf der Personenebene (DM p.a. je Verbrauchereinheit) allerdings teilweise von den Differenzen auf Haushaltsebene ab. Beispielsweise übersteigt das durchschnittliche Haushaltsnettoeinkommen (EVS) der Angestellten-Haushalte 1978 das durchschnittliche verfügbare Einkommen (VGR) dieser Gruppe um 6.5%, während auf der Personenebene die Beträge fast identisch sind. Hier spiegeln sich zum einen Effekte des Ausschlusses großer Haushalte aus der EVS-Datenbank wider; zum anderen handelt es sich aber auch um die Folge der methodischen Unterschiede zwischen dem mikroanalytischen Ansatz der EVS-Berechnungen und dem Gruppenansatz der VGR. Abgesehen von der unzureichenden Erfassung der Spitze in der Einkommenshierarchie

---

<sup>40</sup> 1973 lag die durchschnittliche Personenzahl in Landwirte-Haushalten bei 4.59 (1988: 3.96), während die durchschnittliche Haushaltsgröße insgesamt 2.64 betrug (1988: 2.26). Vgl. Statistisches Bundesamt (1994c), S. 14.

<sup>41</sup> Vgl. Hauser, R., I. Becker (1994), S. 13 und Tabelle 4.

<sup>42</sup> Vgl. Schüler, K., V. Spies (1991), S. 664f.. Negative VGR-Werte für die nichtentnommenen Gewinne in Haushalten von Landwirten ergeben sich mit Ausnahme von 1973 für alle Untersuchungsjahre. Besonders hoch fällt der Fehlbetrag 1983 aus (DM 8900 pro Haushalt bzw. gut 22% des Einkommens aus Unternehmertätigkeit der Landwirte-Haushalte ohne die „nichtentnommenen Gewinne“); vgl. Statistisches Bundesamt (1994d), S. 8, 11. 1983 liegt auch das durchschnittliche Nettoeinkommen der Landwirte (EVS) besonders deutlich über dem Vergleichswert der VGR (+27% auf Haushaltsebene).

lassen sich aus Vergleichen mit der VGR also keine gravierenden Mängel der EVS-Datenbank erkennen.

Dieser Eindruck wird bestätigt, wenn man die für die folgende Verteilungsanalyse besonders relevanten gruppenspezifischen Wohlstandspositionen (gruppenspezifisches Äquivalenzeinkommen in Relation zum Gesamtdurchschnitt) betrachtet (rechter Block in Tabelle 4, jeweils 2. Zeile der VGR- bzw. EVS- Spalte). Hier liegen die VGR- und die EVS-Werte für alle Stichjahre insbesondere bei den Nichterwerbstätigen-, aber auch bei den Arbeitnehmerhaushalten sehr nahe zusammen, wobei für letztere die EVS tendenziell etwas höhere relative Positionen ausweist als die VGR. Für Haushalte von Landwirten ergeben sich zumindest für 1973 und 1978 noch recht ähnliche Wohlstandspositionen zwischen 80% und 90%; die Differenz zwischen VGR und EVS fällt mit sieben bzw. knapp fünf Prozentpunkten mäßig aus. Während die EVS aber für 1983 ein ungefähr konstantes, für 1988 sogar ein auf 94% steigendes Niveau anzeigt, weist die VGR für Landwirte-Haushalte einen drastischen Einbruch der relativen Position auf 61.5% des Gesamtdurchschnitts (1983) mit anschließend leichter Erholung (1988: 72.1%) aus. Allerdings stellt sich auch in der VGR die relative Position der Landwirte wesentlich stabiler - wenn auch 1983 und 1988 nach wie vor ungünstiger als in der EVS - dar, wenn die problematische Komponente der in der Landwirtschaft häufig negativen nichtentnommenen Gewinne ausgeklammert wird<sup>43</sup>. Für die Selbständigen-Haushalte außerhalb der Landwirtschaft ergeben sich aus der EVS-Datenbank durchschnittliche Wohlstandspositionen von knapp 170% (1973 und 1978) bzw. gut 150% (1983 und 1988), während die diesbezüglichen VGR-Werte ungefähr beim Doppelten des Gesamtdurchschnitts (1973 und 1978) bzw. sogar deutlich darüber (1988) und lediglich 1983 mit 180% darunter liegen. Zwar würde auch hier der Ausschluß der nichtentnommenen Gewinne der Unternehmen ohne eigene Rechtspersönlichkeit prinzipiell eine „Glättung“ der VGR-Ergebnisse im Zeitablauf sowie mit Ausnahme von 1983 eine Annäherung an die EVS-Ergebnisse bewirken; denn anders als in der Landwirtschaft fällt diese Restgröße bei den sonstigen Selbständigen-Haushalten überwiegend positiv aus. Die verbleibenden Differenzen zwischen VGR- und EVS-Werten für die relativen Positionen wären aber auch nach diesem

---

<sup>43</sup> Die Wohlstandsposition der Haushalte von Landwirten weist nach dieser anderen Berechnungsweise für 1983 nur einen Rückgang auf 79% und für 1988 ein Verharren auf diesem Niveau auf; eigene Berechnungen auf der Basis von: Statistisches Bundesamt IIB (1994d), S. 8, 11; und Statistisches Bundesamt IIB (1994c), S. 2, 15.

Berechnungsmodus noch sehr hoch<sup>44</sup>, da die höchsten Einkommensgruppen in der Datenbank nicht repräsentiert sind. Dies ist bei der Interpretation der im folgenden präsentierten Verteilungsergebnisse zu berücksichtigen, spricht aber nicht grundsätzlich gegen die Verlässlichkeit der EVS als Verteilungsstatistik. Denn für über 90% der privaten Haushalte (Arbeitnehmer- und Nichterwerbstätigenhaushalte)<sup>45</sup> ergeben sich aus der EVS durchaus plausible Durchschnittswerte, die nahe von methodisch ungefähr vergleichbaren VGR-Werten liegen. Innerhalb der Gruppe der Selbständigen-Haushalte ist es wiederum nur eine Teilgruppe, die in der EVS nicht vertreten ist; wie hoch ihr Anteil an allen Haushalten ist, läßt sich aus dem Vergleich von durchschnittlichen Einkommensbeträgen nicht abschätzen. Die Vernachlässigung dieser Gruppe dürfte sich auf allgemeine Verteilungsindikatoren weniger auswirken als auf den gruppenspezifischen Einkommensdurchschnitt der Selbständigen-Haushalte.

#### **4. Die Entwicklung der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen: zunächst sinkende, dann wieder zunehmende Ungleichheit**

In Tabelle 5 sind einige aggregierte Ungleichheitsmaße für die personelle Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen<sup>46</sup> in den sechs Erhebungsjahren der EVS ausgewiesen. Die den Berechnungen zugrunde liegende Äquivalenzskala wurde, wie erwähnt, aus den Regelsatzproportionen des Bundessozialhilfegesetzes abgeleitet (SH-Skala). Die Ergebnisse deuten ein überraschend hohes Maß an Stabilität der personellen Einkommensverteilung an. Von 1962 bis 1969 - einer Zeit hoher gesamtwirtschaftlicher Wachstumsraten, unterbrochen durch das „Tief“ 1966/67 (vgl. Tabelle 1) - hat sich die Ungleichverteilung allerdings deutlich vermindert. So ist der Gini-Koeffizient um immerhin gut 8% gesunken (von 0.2851 auf 0.2613). Der relative Rückgang der anderen Maßzahlen war mit 17% bis 19% noch ausgeprägter. Dies weist darauf hin, daß insbesondere am unteren Ende - hier sind der Atkinson-Index mit  $\epsilon = 2.0$  sowie der Theil-Index besonders reagibel - sowie an der Spitze der Einkommenshierarchie - Veränderungen in diesem Bereich schlagen sich insbesondere im Variationskoeffizienten nieder - eine tendenzielle Angleichung stattgefunden hat. Auch die

---

<sup>44</sup> Sie schwanken zudem auch in dieser Alternativrechnung sehr stark zwischen fünfzehn (1978) und fast siebenzig (1988) Prozentpunkten; eigene Berechnungen auf der Basis von: Statistisches Bundesamt (1994d), S. 8, 11; und Statistisches Bundesamt (1994c), S. 2, 15.

<sup>45</sup> Vgl. Statistisches Bundesamt (1994c), S. 11; eigene Berechnungen.

<sup>46</sup> Zur Definition und zum Aussagegehalt dieser Verteilungsindikatoren vgl. Becker, I., R. Hauser (1994), S. 6-8 und Übersicht 2.

Quintilsanteile deuten in diese Richtung, indem der des ersten Quintils stärker gestiegen ist als die Anteile der drei mittleren Quintile und der fünfte Quintilsanteil um fast zwei Prozentpunkte auf 36.5% gefallen ist.

Nach 1969 zeigen sich in Tabelle 5 dagegen nur noch geringfügige Änderungen der Verteilungsindikatoren mit zunächst leicht sinkender, ab 1978 wieder mäßig steigender Tendenz. Der Gini-Koeffizient ist von Ende der sechziger bis Ende der siebziger Jahre um ca. 4% auf 0.25 zurückgegangen, die relativen Veränderungen der anderen Maßzahlen waren mit ca. 9% (Atkinson- und Theil-Index) bzw. 5% (Variationskoeffizient) etwas stärker. Entsprechend haben sich die Quintilsanteile der ersten vier Gruppen in diesem Zehnjahreszeitraum etwas erhöht - jeweils um ungefähr einen Viertel (maximal ein Drittel) Prozentpunkt - und der Anteil des obersten Quintils um einen Prozentpunkt vermindert. Damit entspricht der „Wohlstandsanteil“ des 1. Quintils 1978 nach wie vor nur gut der Hälfte des Bevölkerungsanteils dieser Gruppe, im zweiten Quintil sind es noch weniger als drei Viertel des fiktiven „Gleichverteilungsanteils“<sup>47</sup>. Der Einkommensanteil des dritten Quintils liegt 1978 gut zwei Prozentpunkte (12%) unter, der des vierten Quintils zwei Prozentpunkte (11%) über dem Bevölkerungsanteil, während dem obersten Fünftel trotz einiger Einbußen seit 1962/63 noch mehr als ein Drittel des aggregierten Nettoäquivalenzeinkommens zukommen. Angesichts der vielfältigen politischen Maßnahmen in den siebziger Jahren zum Ausbau des sozialen Sicherungssystems bei überwiegend kräftigem realen Wirtschaftswachstum - mit Ausnahme der Ölpreiskrise 1974/75 - (vgl. Tabelle 1) erscheint die aus den aggregierten Maßen ersichtliche Reduzierung der Ungleichverteilung doch sehr gering. Allerdings ist Mitte der siebziger Jahre die Arbeitslosenquote auf 4.6% gestiegen - am Anfang des Jahrzehnts lag sie noch unter 1% - und bis 1978 nur noch mäßig zurückgegangen; möglicherweise war der (Um-)Verteilungsspielraum während der nach der ersten Ölpreiskrise einsetzenden wirtschaftlichen Umstrukturierungsprozesse gering.

Der wenn auch sehr mäßige Trend zu verminderter Ungleichverteilung der Nettoäquivalenzeinkommen kehrte sich im letzten Jahrzehnt des Untersuchungszeitraums allerdings um, so daß die meisten Verteilungsindikatoren 1988 wieder nahe den Werten von Anfang der siebziger Jahre lagen. Dabei ist die wieder zunehmende Ungleichheit insbesondere auf den Fünfjahresabschnitt 1978 bis 1983 zurückzuführen, während von 1983 bis 1988 die

Differenzierung sich eher wieder abgeschwächt hat. Den stärksten Anstieg zwischen 1978 und 1983 weisen der Atkinson-Index bei  $\varepsilon = 2.0$  mit 18% und der Theil-Index mit 10% auf, während der Gini-Koeffizient nur um gut 3% gestiegen ist. Dies weist auf Verschlechterungen der Wohlstandspositionen insbesondere in den untersten Schichten hin, was durch die Entwicklung der Quintilsanteile bestätigt wird. Der Anteil des untersten Fünftels der Bevölkerung ist (um 5%) auf unter 10% gefallen zugunsten der drei oberen Quintile. Diese ungünstige Entwicklung im unteren Bereich der Einkommensverteilung ist möglicherweise mitbedingt durch die zu Beginn der achtziger Jahre negativen Veränderungsrate des realen Volkseinkommens je Einwohner, die gleichzeitig stark gestiegene Arbeitslosigkeit (1983: 8.8%) (vgl. Tabelle 1) sowie die einsetzenden Ausgabenkürzungen im sozialen Sicherungssystem. Zwischen 1983 und 1988 hat sich die wirtschaftliche Entwicklung stabilisiert bei positiven realen Wachstumsraten - der Höhepunkt wurde 1986 mit 6.6% erreicht (vgl. Tabelle 1) - aber nach wie vor hoher Arbeitslosigkeit (1988: 8.4%). Die während des vorangegangenen Fünfjahreszeitraums sich abzeichnende verstärkte Differenzierung in der Wohlstandsverteilung hat sich nicht fortgesetzt, sondern ist eher wieder leicht revidiert worden<sup>48</sup>, obwohl der Kurs einer restriktiveren Sozialpolitik beibehalten wurde.

Der Eindruck einer innerhalb des 25 Jahre umfassenden Beobachtungszeitraums insgesamt sehr stabilen personellen Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen mit nur geringen Veränderungen, insbesondere im unteren Bereich, wird durch Tabelle 6 bestätigt. Anders als in der Quintilsdarstellung - Betrachtung der jeweiligen Einkommensanteile von gleich großen Bevölkerungsgruppen - wird hier die Entwicklung der Bevölkerungsanteile vorgegebener Einkommensgruppen untersucht. Die Klassengrenzen beziehen sich nicht auf absolute Einkommen, sondern auf relative Wohlstandspositionen, die als individuelles Äquivalenzeinkommen in Relation zum gesamt durchschnittlichen Äquivalenzeinkommen definiert sind<sup>49</sup>. Die wesentlichsten Veränderungen im Zeitablauf gab es bei der

---

<sup>47</sup> Nach der der Quintilsdarstellung impliziten Gleichverteilungsnorm würde jedem Bevölkerungsquintil ein Quintil des gesamtwirtschaftlichen Wohlstands zufließen.

<sup>48</sup> Der Rückgang des Variationskoeffizienten von 1983 bis 1988 um 4% auf 0.5231 - der niedrigste Wert im gesamten Untersuchungszeitraum - sollte allerdings nicht überbewertet werden. Er ist wahrscheinlich zumindest teilweise eine Folge der für 1983 und 1988 identischen „Abschneidegrenze“ in der EVS-Datenbank. Damit wird 1988 tendenziell ein größerer Teil der obersten Einkommensschichten ausgeklammert.

<sup>49</sup> Bei der Berechnung der Wohlstandspositionen auf individueller Ebene wurde auf den aus der EVS-Datenbank abgeleiteten Durchschnittswert des jeweiligen Jahres Bezug genommen, der wegen der Untererfassung der Spitzeneinkommen in der EVS im Vergleich zum tatsächlichen Jahresdurchschnitt etwas zu niedrig sein dürfte (vgl. die Überlegungen im 3. Kapitel). Da die aus der VGR abgeleiteten „verfügbaren Einkommen je Verbrauchereinheit“ in methodischer Hinsicht mehrfach von dem hier verwendeten Äquivalenzeinkommensbegriff abweichen (vgl. die Ausführungen zu Tabelle 4), konnten sie für die

Gruppenstärke der untersten Klasse, der Personen mit einem Äquivalenzeinkommen von weniger als der Hälfte des durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens zugeordnet sind. Da diese Klassengrenze einer häufig verwendeten relativen Armutsgrenze<sup>50</sup> entspricht, wird in diesem Zusammenhang auch der Begriff „Armutquote“ verwendet. Diese Quote ist zwischen 1962/63 und 1978 kontinuierlich zurückgegangen, was mit der in Tabelle 5 dargestellten Entwicklung des Atkinson-Index bei  $\varepsilon = 2.0$  und des Theil-Maßes übereinstimmt. Mußte 1962 noch etwa jeder zehnte Bundesbürger mit weniger als der Hälfte des durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens auskommen, war es 1978 nur noch jeder Fünfzehnte. Der stärkste Rückgang der Armutquote erfolgte in der Zeit von 1962 bis 1969, also in den ersten Jahren nach der Einführung des Bundessozialhilfegesetzes, in denen vor und nach der Rezession von 1966/67 zudem ein kräftiges Wirtschaftswachstum erreicht wurde (vgl. Tabelle 1). Nach 1969 sank der Bevölkerungsanteil der untersten Wohlstandspositionsklasse nur noch mäßig (von 7.6% auf 6.8% im Jahr 1978), bis sich Ende der siebziger oder Anfang der achtziger Jahre die Entwicklungsrichtung umkehrte. 1988 erreichte die Armutquote wieder 8.8% und lag damit deutlich über dem Niveau von Ende der sechziger Jahre. Anders als bei den aggregierten Verteilungsindikatoren in Tabelle 5 deutet sich hier auch zwischen 1983 und 1988 eine weitere Verschärfung des Armutproblems an. Dabei ist zu bedenken, daß der mäßige Anstieg von 8.5% auf 8.8% die tatsächliche Entwicklung eher unterschätzen dürfte; denn in der EVS 1988 bleiben die durchschnittlichen Nettoeinkommen relativ deutlich hinter den durchschnittlichen verfügbaren Einkommen der VGR zurück<sup>51</sup>.

Die Bevölkerungsanteile der anderen Wohlstandspositionsklassen waren eher geringen Veränderungen unterworfen, was sich insbesondere bei der Betrachtung der kumulierten Werte zeigt. In den beiden Klassen zwischen der Hälfte und dem Durchschnitt des Nettoäquivalenzeinkommens (0.5 - 0.75; 0.75 - 1.0) läßt sich teilweise auch eine gewisse „Kompensation“ der Entwicklungsrichtung der Armutquote feststellen. Beispielsweise ist von 1978 bis 1983 der Bevölkerungsanteil der zweiten Klasse ungefähr in dem Maße zurückgegangen wie der der untersten Klasse zugenommen hat, so daß sich für beide Jahre ein

---

Mikroanalysen nicht herangezogen werden. Da es sich bei der in der EVS nicht erfaßten obersten Einkommensschicht aber um eine relativ kleine Gruppe handeln dürfte, ist mit einer eher geringen Unterschätzung des durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens zu rechnen.

<sup>50</sup> Vgl. z.B. Hauser, R. (1988), S. 12; Hauser, R., U. Neumann (1992), S.9.

<sup>51</sup> Da dies insbesondere auf die Diskrepanz der Vergleichswerte bei den Selbständigen-Haushalten zurückzuführen ist (vgl. Tabelle 4), ist eine Ursache wahrscheinlich die 1988 gegenüber 1983 unveränderte „Abschneidengrenze“, wonach Haushalte mit einem monatlichen Nettoeinkommen von DM 25000 oder mehr wegen zu geringer Fallzahlen durch das Statistische Bundesamt ausgeschlossen wurden.

Anteil von 35% unterhalb des Einkommensniveaus von drei Vierteln des Durchschnitts ergibt. Bei allen - teilweise gegenläufigen - Verschiebungen bleibt die starke Konzentration unterhalb des Einkommensdurchschnitts, aber auch knapp darüber, während des gesamten Untersuchungszeitraums bestehen. Zwar lebten 1988 - ebenso wie 1983 - „nur“ noch 61% der Bevölkerung von einem unterdurchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommen gegenüber knapp zwei Dritteln 1962/63. Unter Einbeziehung der nächsten Klasse (Wohlstandsposition von 1.0 bis 1.25) gleichen sich die kumulierten Bevölkerungsanteile aber wieder an: in allen Stichjahren sind ca. vier Fünftel dem Einkommenssegment bis zu 125% des Durchschnittswerts zugeordnet. Oberhalb dieser Grenze zeigt sich zumindest bis 1978 eine leichte Nivellierungstendenz, da die Bevölkerungsanteile der beiden obersten Wohlstandspositionsklassen von gut 5% auf 4% zurückgegangen sind. In den letzten zehn Jahren des Untersuchungszeitraums zeigt sich - wie bei der Armutsquote - eine gegenläufige Entwicklung, die nach den Ergebnissen der EVS allerdings nur schwach ausgeprägt ist; inwieweit die Veränderung aufgrund der erwähnten methodischen Schwäche der Daten von 1988 (konstante „Abschneidegrenze“ gegenüber 1983) unterschätzt ist, muß offen bleiben.

Zusammenfassend ergibt sich aus dem Verlauf der Ungleichheitsmaße sowie der personellen Verteilung nach Wohlstandspositionsklassen eine im Untersuchungszeitraum zunächst leicht zurückgehende Ungleichverteilung. Dieser Trend wird im letzten einbezogenen Zehnjahreszeitraum (1978 bis 1988) aber zum großen Teil revidiert, das Verteilungsproblem scheint sich wieder zu verschärfen. Da die beobachteten Veränderungen einzelner Indikatoren aber insgesamt sehr mäßig ausgefallen sind, stellt sich die Frage, ob sie überhaupt statistisch signifikant sind. Diese Frage läßt sich exakt zwar nur für Stichproben mit zufallsgesteuerter Auswahl beantworten. Um einen ungefähren Eindruck über die „Stabilität“ der Ergebnisse der EVS - bei gegebenem systematischen Fehler - zu erhalten, kann dennoch die Abschätzung des relativen Standardfehlers in Anlehnung an eine einfache Zufallsstichprobe aufschlußreich sein<sup>52</sup>. Tabelle 7 enthält die Ergebnisse einer solchen „fiktiven Fehlerrechnung unter der Annahme, die Auswahl der an der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe teilnehmenden Haushalte wäre zufällig...“ (Statistisches Bundesamt 1994b, S. 54). Aus jedem EVS-Datensatz sind zu diesem Zweck 10 Zufallsstichproben als „unabhängige und identische Wiederholungen des Ziehungsexperiments“ (Rendtel, U. (1990), S. 12) mit einem

---

<sup>52</sup> Vgl. Krug, W., M. Nourney, J. Schmidt (1994), S. 60. Eine Fehlerrechnung in Analogie zum Standardfehler einer einfachen Zufallsstichprobe läßt sich auch damit rechtfertigen, daß die für die EVS praktizierte

Auswahlsatz von 10% gezogen worden<sup>53</sup>, für die dann jeweils das durchschnittliche Äquivalenzeinkommen, der Gini-Koeffizient, der Theil-Index, der Variationskoeffizient sowie die Armutsquote berechnet wurden. Die Verteilung der jeweils 10 Indikatorwerte wird als Schätzer für den Stichprobenfehler interpretiert, wobei in Tabelle 7 eine Punktschätzung (Standardfehler) und eine Intervallschätzung (Konfidenzintervall) bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% vorgenommen wurde<sup>54</sup>. Der relative Standardfehler (Quadratwurzel aus der Varianz des Stichprobenmittels, in % des Stichprobenmittels) fällt für die einzelnen Verteilungsindikatoren recht unterschiedlich aus, hält sich aber für alle EVS-Datensätze in recht engen Grenzen. Erwartungsgemäß treten mit ca. 0.5% die geringsten Fehler bei den Ergebnissen zum durchschnittlichen Äquivalenzeinkommen und zum Gini-Koeffizienten auf. Dem steht die Armutsquote gegenüber, für die in allen Jahren mit ca. 2% (1973 sogar 2.6%) die höchsten relativen Standardfehler ausgewiesen werden. In Anbetracht der vergleichsweise geringen Fallzahlen, die der Berechnung der Armutsquote zugrunde liegen, erscheint aber auch dieser Fehler als sehr mäßig. Die Stichprobenfehler des Theil-Index und Variationskoeffizienten bewegen sich um 1% (1962 etwas darüber) und damit im mittleren Fehlerbereich der Tabelle 7. Da bei der Ableitung dieser Indikatoren der untere bzw. der obere Randbereich der Verteilung, also relativ schwach besetzte Gruppen, besonders gewichtet werden, ist ein etwas größerer Standardfehler als beispielsweise beim Gini-Koeffizienten durchaus plausibel.

Bei der Betrachtung der Konfidenzintervalle (letzte Spalte in Tabelle 7) bestätigt sich die aus den Tabellen 5 und 6 abgeleitete Verteilungsentwicklung mit einer Trendumkehr zwischen 1978 und 1983. Für fast alle einbezogenen Verteilungsindikatoren sind die zwischen 1962 und 1978 sinkende Tendenz sowie der Wiederanstieg der Ungleichheit zwischen 1978 und 1983

---

Quotenauswahl „actually appears to be a modified (and somewhat better) version of the conventional model“ (Verma, V. (1992), S. 13; zitiert nach Krug, W., M. Nourney, J. Schmidt (1994), S. 60, Fußnote 8).

<sup>53</sup> Dieser Auswahlsatz wurde unter dem Aspekt einer ausreichenden Repräsentanz der wichtigsten Quotierungsmerkmale der EVS auch in den Unterstichproben gewählt. Bei sechs sozialen Stellungen (des Haushaltsvorstandes) und fünf Haushaltsgrößen ergeben sich 30 Teilgruppen mit sehr unterschiedlichen Fallzahlen in der Gesamtstichprobe des jeweiligen Untersuchungsjahres (vgl. für die EVS 1983: Statistisches Bundesamt (1994b), S. 25). Bei einem Auswahlsatz von 10% kann wegen des Zufallsprinzips davon ausgegangen werden, daß fast jede Teilgruppe mit wenigstens ca. 40 Fällen in den Unterstichproben vertreten ist; die wesentlichste Ausnahme bilden die Landwirte, für die dies in der Gliederung nach der Haushaltsgröße nicht gilt.

<sup>54</sup> Zu den theoretischen Grundlagen vgl. Krug, W., M. Nourney, J. Schmidt (1994), S. 42-45. Beim Auswahlverfahren wurde die „einfache Zufallsauswahl mit Zurücklegen“ angewendet. Die Berechnungsformeln für Standardfehler und Konfidenzintervall finden sich in den Fußnoten 4 und 5 der Tabelle 7. Eine alternative Methode zur Bestimmung von Konfidenzintervallen wird von Rendtel, U. (1990, S. 12-14) im Zusammenhang mit Panelstudien vorgestellt.



signifikant (auf dem 95%-Niveau), da die jeweiligen Konfidenzintervalle sich nicht überschneiden. Dies wird in der auf Tabelle 7 basierenden Abbildung anschaulich dargestellt. Die einzige Ausnahme bildet der Mitte der siebziger Jahre für die Gesamtstichprobe ermittelte leichte Rückgang der Armutsquote von 7.1% auf 6.8%. Die Überlappung der beiden Konfidenzintervalle läßt hier keine sichere Aussage über eine Veränderung zu, während der Anstieg der Armutsquote zu Beginn der achtziger Jahre umso eindeutiger ausfällt - die Intervallgrenzen steigen um 1.3 bzw. 1.5 Prozentpunkte. Auch ein weiterer Anstieg der Armutsquote zwischen 1983 und 1988 kann als sehr wahrscheinlich gelten - auch wenn die untere Intervallgrenze von 1988 etwas unterhalb der oberen Intervallgrenze von 1983 liegt; die geringfügigen Veränderungen der anderen Verteilungsindikatoren im letzten Fünfjahreszeitraum sind demgegenüber nicht signifikant.

Die Frage nach dem empirischen Gehalt der in den Tabellen 5 und 6 dargestellten Verteilungsentwicklung betrifft nicht nur die bisher erörterten systematischen und (fiktiven) Zufallsfehler, sondern auch den Einfluß des gewählten Konzepts auf die Ergebnisse. Wie bereits erwähnt, ist die der Verteilungsrechnung zugrunde liegende Äquivalenzskala, die den Regelsatzproportionen des Bundessozialhilfegesetzes entspricht (SH-Skala), nicht unumstritten in ihrer relativ geringen Bewertung von Haushaltsgrößenersparnissen. Deshalb soll an dieser Stelle kurz auf eine Alternativrechnung eingegangen werden, die bei unverändertem Nettoeinkommensbegriff auf deutlich geringeren Äquivalenzgewichten der weiteren Haushaltsmitglieder basiert: 0.5 für Personen ab 15 Jahren, 0.3 für Kinder und Jugendliche bis zum Alter von 14 Jahren (neuere OECD-Skala). Die in Tabelle 8 ausgewiesenen Ungleichheitsmaße liegen zwar teilweise auf einem geringeren Niveau als nach den Berechnungen unter Bezugnahme auf die SH-Skala<sup>55</sup>. Die Entwicklungsrichtung scheint aber unabhängig von der gewählten Äquivalenzskala zu sein: dem Rückgang der Ungleichheitsmaße in der ersten Dekade des Untersuchungszeitraums und der Stabilitätsphase von 1973 bis 1978 folgt eine wieder zunehmende Differenzierung in der Einkommensverteilung, die sich besonders deutlich zu Lasten der untersten Schichten auswirkt (Atkinson-Index mit  $\alpha = 2.0$ , Armutsquote).

## **5. Entwicklungstendenzen auf vorgelagerten Stufen des Verteilungsprozesses**

Nach der Erörterung der Ungleichheit der Nettoäquivalenzeinkommen als finale Verteilungsergebnis stellt sich nun die Frage, inwieweit dieses ein Spiegelbild der Faktoreinkommensverteilung ist und in welchem Ausmaß Transfers einerseits und Steuern und Pflichtbeiträge andererseits korrigierend wirken. In Tabelle 9 sind für verschiedene - interdependent verbundene - Ebenen der Einkommensverteilung die Entwicklung des Gini-Koeffizienten, des Variationskoeffizienten und des Theil-Index dargestellt. Auf den ersten Blick wird deutlich, daß im gesamten Untersuchungszeitraum die Faktoreinkommen wesentlich ungleicher verteilt sind als die Bruttoeinkommen, die wiederum ungleicher verteilt sind als die Nettoeinkommen, wobei letzterer Unterschied aber weniger gravierend ist. Allerdings sind die Einkommen aus unselbständiger Tätigkeit (YUST) als wesentlichste Faktoreinkommensart der privaten Haushalte noch vergleichsweise mäßig differenziert.

### 5.1 Verteilung der Einkommen aus unselbständiger Arbeit (YUST)

Die Ungleichheitsmaße für YUST (jeweils 1. Zeile in den 3 Blöcken der Tabelle 9) beziehen sich auf Personen mit Jahreseinkommen aus unselbständiger Tätigkeit oberhalb der Geringfügigkeitsgrenze i.S.d. Sozialversicherung<sup>56</sup>; sie konnten erst ab 1973 berechnet werden, da für die beiden vorangegangenen Erhebungsjahre personenbezogene Arbeitnehmereinkommen in der Datenbank nur für den Haushaltsvorstand und gegebenenfalls für den Ehepartner ausgewiesen, die der anderen Haushaltsmitglieder hingegen zusammengefaßt sind. Alle drei Verteilungsindikatoren deuten auf eine leicht zunehmende Ungleichheit der Einkommen aus unselbständiger Arbeit hin, was sich beim Gini-Koeffizienten und beim Variationskoeffizienten insbesondere in der Veränderung zwischen 1978 und 1983 zeigt (+2% bzw. +4%), beim Theil-Index hingegen schon im vorausgegangenen Fünfjahreszeitraum (+4%). Hinter dieser Entwicklung verbergen sich vielfältige strukturelle Veränderungen des Arbeitsmarktes, deren Auswirkungen auf die Gesamtverteilung neben die Verteilungsentwicklung i.e.S. als Folge der auf kollektiver und individueller Ebene ausgehandelten Löhne und Gehälter tritt. Beispielsweise dürften der steigende Anteil der Angestellten an den Arbeitnehmern ebenso wie die zunehmende Professionalisierung und Spezialisierung in vielen Berufsbereichen die Ungleichheit der

---

<sup>55</sup> Mit Ausnahme von 1962 scheint das geringere Niveau der Äquivalenzgewichte das Äquivalenzeinkommen der unteren (oberen) Schichten tendenziell stärker (weniger) zu erhöhen als im Gesamtdurchschnitt.

<sup>56</sup> Ein Siebtel der Bezugsgröße der Sozialversicherung gemäß §18 des IV. Buchs des Sozialgesetzbuchs (SGB); 1973: 2614 DM; 1978: 3343 DM; 1983: 4423 DM; 1988: 5280 DM. Vgl. Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (1989), Tabelle 7.9; und Bundesministerium für Gesundheit (1994), Tabelle 10.15.

Verteilung tendenziell verstärkt haben. In die gleiche Richtung wirken die seit Mitte der siebziger Jahre kontinuierlich steigende Erwerbsquote der Frauen<sup>57</sup> und die - davon nicht unabhängige - Entwicklung der Teilzeitquote, die von knapp 12% (1.3% der Arbeitnehmer, 29% der Arbeitnehmerinnen) im Jahr 1980 bis 1988 auf fast 14% (31.5% der Arbeitnehmerinnen) angestiegen ist<sup>58</sup>. Darüber hinaus ist zu bedenken, daß die in Tabelle 9 ausgewiesenen Indikatoren auf Jahreseinkommen sowohl von ganzjährig Beschäftigten als auch von Personen mit Unterbrechungen der Berufstätigkeit während des jeweiligen Stichjahres beruhen. Da letztere Gruppe infolge der von 1973 bis 1983 stark gestiegenen Arbeitslosigkeit (vgl. Tabelle 1) zugenommen hat, dürfte auch hiervon ein differenzierender Effekt auf die Verteilung von YUST ausgegangen sein.

Um zumindest einige der genannten strukturellen Einflußfaktoren ausklammern zu können, sind der Theil-Index und der Variationskoeffizient - beides additiv „zerlegbare“ Verteilungsmaße<sup>59</sup> - für Teilgruppen der Arbeitnehmer gesondert berechnet worden und in den Tabellen 9A bis 9D als Ergänzung zu der in Tabelle 9 für YUST ausgewiesenen Gesamtentwicklung dargestellt. Dabei fällt auf, daß die für Arbeitnehmer (mit Jahreseinkommen oberhalb der Geringfügigkeitsgrenze i.S.d. Sozialversicherung) insgesamt ermittelten Theil-Maße und Variationskoeffizienten in Tabelle 9A deutlich unter den Werten von Tabelle 9 liegen. Diese Abweichungen sind darauf zurückzuführen, daß in Tabelle 9A nur Personen einbezogen wurden, die als soziale Stellung Arbeiter, Angestellter oder Beamter angegeben haben, während für Tabelle 9 dies kein Selektionskriterium war. Durch den Ausschluß von Personen ohne Angabe zur sozialen Stellung und von Fällen, die während der überwiegenden Zeit des Erhebungsjahres nicht Arbeitnehmer waren<sup>60</sup> - dies sind jeweils ca. 4% bis 5% - ergibt sich also eine gleichmäßigere Verteilung der Einkommen aus unselbständiger Arbeit. Besonders deutliche Unterschiede zeigen sich beim Theil-Index, da von dem Ausschluß hauptsächlich Personen mit geringen Arbeitseinkommen betroffen sind;

---

<sup>57</sup> 1975: 31.9%, 1988: 37.0%, 1990: 38.0%; vgl. Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (1994), Tabelle 2.3.

<sup>58</sup> Vgl. Tabelle 1 und Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (1994), Tabelle 2.5A.

<sup>59</sup> Ein Verteilungsindikator ist additiv zerlegbar, wenn die insgesamt gemessene Ungleichheit aus der gewichteten Summe der Ungleichheit innerhalb überschneidungsfrei abgegrenzter Gruppen zuzüglich einer Komponente für die Inter-Gruppen-Ungleichheit resultiert. Letztere entspricht dem Indexwert, der sich für die Gesamtbevölkerung bei Gleichverteilung innerhalb der Gruppen (jedem Individuum wird das Durchschnittseinkommen seiner jeweiligen Gruppe zugeordnet) ergeben würde. Vgl. Rodrigues, C.F. (1993), S. 6 f.; und Cowell, F., S.P. Jenkins (1993), S. 5 f.; und Jenkins, S.P. (1995), S. 37-39.

<sup>60</sup> Dabei handelt es sich zum einen um Personen mit im Erhebungszeitraum wechselnder sozialer Stellung (Übergänge von unselbständiger Tätigkeit zu selbständiger Arbeit oder Nichterwerbstätigkeit oder umgekehrt), zum anderen um Nichterwerbstätige mit Nebentätigkeiten.

der Indexwert liegt nach der restriktiveren Gruppenabgrenzung (Tabelle 9A) um 10% bis 11% unter dem jeweiligen Wert in Tabelle 9, während die Differenzen beim Variationskoeffizienten nur 4% bis 5% ausmachen. Unabhängig von den abgrenzungsbedingten Niveauunterschieden zeigt sich in Tabelle 9A aber die gleiche Verteilungsentwicklung, nämlich ein mäßiger, aber kontinuierlicher Trend zu mehr Ungleichheit.

In der Untergliederung nach sozialen Stellungen bestätigt sich die wachsende Bedeutung der Angestellten; sie machen 1988 52% der Arbeitnehmer aus gegenüber erst 46% im Jahr 1973. Auch die Gruppe der Beamten hat anteilmäßig zugenommen, und zwar von knapp 10% auf fast 12%, während der Arbeiteranteil von ca. 44% (1973) innerhalb von 15 Jahren auf 36% gesunken ist. Die Relationen der gruppenspezifischen Durchschnittseinkommen (aus unselbständiger Arbeit) haben sich in diesem Zeitraum nur bei den Beamten nennenswert verschoben, und zwar nach unten. 1973 beliefen sich die Beamteneinkommen noch auf 130% des Gesamtdurchschnitts der Einkommen aus unselbständiger Arbeit, 1988 waren es lediglich 113%. Demgegenüber war die relative Position der anderen Arbeitnehmer ziemlich stabil - knapp 90% bei den Arbeitern, ca. 105% bei den Angestellten. Bei den gruppeninternen Verteilungskennziffern gab es wiederum bei den Beamten die stärksten Veränderungen im Untersuchungszeitraum. Nach anfänglich leichtem Rückgang hat sich die Ungleichheit hier von Ende der siebziger bis Ende der achtziger Jahre deutlich erhöht, insbesondere wenn man sie am Theil-Index mißt (1973 bis 1988: +21%). Dennoch bilden die Beamten nach wie vor die Arbeitnehmergruppe mit der gleichmäßigsten Einkommensverteilung. Der gruppenspezifische Teil-Index liegt 1988 mit 0.1003 um ca. die Hälfte unter dem entsprechenden Wert der Angestellten (0.2174), der Variationskoeffizient der Beamteneinkommen mit 0.4187 um ungefähr ein Drittel unter dem der Angestellteinkommen (0.6603). Da im Beobachtungszeitraum aber auch innerhalb der Angestelltengruppe die Ungleichverteilung sich verstärkt hat - gemessen am Theil-Index allerdings weniger deutlich -, haben sich die genannten Relationen zur Intra-Gruppen-Ungleichheit der Beamten nur wenig erhöht. Innerhalb der Gruppe der Arbeiter verlief die Entwicklung uneinheitlich. Der anfängliche Anstieg insbesondere des Theil-Index (+10.2%), aber auch des Variationskoeffizienten (+3.4%) wurde zwischen 1978 und 1983 wieder revidiert. Folglich liegt die 1988 gemessene Ungleichheit der Arbeitereinkommen mit 0.1266 (Theil-Index) bzw. 0.4198 (Variationskoeffizient) kaum über den Vergleichswerten von 1973.

Zusammenfassend läßt sich feststellen, daß trotz einer tendenziellen Annäherung der gruppendurchschnittlichen relativen Positionen infolge des abnehmenden Vorsprungs der Beamten die Ungleichheit der Arbeitnehmereinkommen sich mäßig erhöht hat. Für Arbeiter, Angestellte und Beamte zusammen betrug der Anstieg zwischen 1973 und 1988 beim Theil-Index wie auch beim Variationskoeffizienten ungefähr 8%, wobei zwei gleichgerichtete Einflüsse nachgewiesen werden konnten. Zum einen ist eine zunehmende Differenzierung innerhalb der Gruppe der Angestellten sowie innerhalb der Beamtenschaft eingetreten. Zum anderen sind auch deren Gruppengrößen gewachsen, während der Anteil der Arbeiter - mit ihren weit unterdurchschnittlichen und relativ konstanten Ungleichheitsindikatoren - an allen Arbeitnehmern deutlich zurückgegangen ist. Die insgesamt gemessene Ungleichheit resultiert ganz überwiegend aus der Ungleichverteilung innerhalb der drei unterschiedenen sozialen Gruppen. Nur 3% bis 4% (Theil-Index) bzw. 6% (Variationskoeffizient), also ein verschwindend geringer Anteil, ist auf allgemeine Einkommensunterschiede zwischen Arbeitern, Angestellten und Beamten zurückzuführen<sup>61</sup>, wobei hinsichtlich des Theil-Index sich sogar eine rückläufige Tendenz abzeichnet. Die Eignung der sozialen Stellung als Schichtungsmerkmal erscheint also als zweifelhaft. An dieser Einschätzung ändert sich auch nichts, wenn man die Betrachtung auf ganzjährig Beschäftigte beschränkt, um den differenzierenden Effekt der Gruppen mit im Jahresablauf wechselnden sozialen Stellungen auszuklammern. Tabelle 9B weist Theil-Maße und Variationskoeffizienten für die Gesamtverteilung sowie für die gruppenspezifischen Verteilungen vor und nach Ausschluß der Personen mit weniger als zwölfmonatiger Beschäftigung aus. Die Darstellung beschränkt sich allerdings auf 1983 und 1988, da für die früheren Datensätze eine Differenzierung nach der Beschäftigungsdauer nicht möglich ist (vgl. Abschnitt 3). Der Anteil der Inter-Gruppen-Ungleichheit am Gesamtwert des Theil-Index bzw. Variationskoeffizienten ist nach dieser Eingrenzung nahezu unverändert gering. Das Niveau der Indikatorwerte ist aber gegenüber den Ergebnissen unter Einbeziehung der nicht ganzjährig Beschäftigten - in beiden Jahren immerhin 10% der Gesamtgruppe - wesentlich niedriger<sup>62</sup>. Durch die Heterogenität der in Tabelle 9 (jeweils 1. Zeile innerhalb der Blöcke: YUST) berücksichtigten „Arbeitnehmer“-Gruppe, die alle Personen mit Jahreseinkommen aus unselbständiger Tätigkeit oberhalb der

---

<sup>61</sup> Die Inter-Gruppen-Ungleichheit beruht auf der Fiktion, daß innerhalb der einbezogenen Gruppen Gleichverteilung besteht.

<sup>62</sup> Der Theil-Index vermindert sich durch diese Eingrenzung der Bezugsgruppe um knapp 10% (zwischen 8% und 15% bei den einzelnen sozialen Gruppen), der Variationskoeffizient um nur 5% (zwischen 4% und 8% bei den einzelnen sozialen Gruppen).

Geringfügigkeitsgrenze (i.S.d. Sozialversicherung) umfaßt, wird die Ungleichverteilung der Arbeitnehmereinkommen i.e.S. (d.h. nach Ausschluß der mit Nebentätigkeiten oder nur vorübergehend Beschäftigten) also tendenziell überschätzt. Eine von 1973 bis 1988 leicht zunehmende Differenzierung dieser Einkommensart - insbesondere bei den Angestellten- und Beamtengehältern bei gleichzeitig wachsenden Anteilen der Angestellten und Beamten an allen Arbeitnehmern - zeigt sich aber auch für die homogeneren Gruppen in Tabelle 9A bzw. 9B.

Als weiterer struktureller Einflußfaktor auf die Entwicklung der Gesamtverteilung der Arbeitnehmereinkommen ist in den Tabellen 9C und 9D die im Zeitablauf gestiegene Frauenerwerbsbeteiligung berücksichtigt worden<sup>63</sup>. Ausgehend von den in Tabelle 9 für YUST insgesamt gemessenen Werten<sup>64</sup> wurden für Männer und Frauen gesonderte Berechnungen des durchschnittlichen Einkommens aus unselbständiger Arbeit (oberhalb der Geringfügigkeitsgrenze i.S.d. Sozialversicherung) sowie des diesbezüglichen Theil-Index und Variationskoeffizienten durchgeführt. Auffallend ist die während des 15-jährigen Zeitabschnitts völlig stabile relative Position der männlichen Arbeitnehmer (vgl. Tabelle 9C); sie machte zu allen Erhebungsjahren (1973 bis 1988) 119% des Gesamtdurchschnitts der Einkommen aus unselbständiger Arbeit aus. Die relative Position der weiblichen Arbeitnehmer hat sich im Durchschnitt immerhin etwas verbessert - um fast sechs Prozentpunkte auf 70.5% im Jahr 1988 -, und zwar trotz der im gleichen Zeitraum leicht gestiegenen Teilzeitquote<sup>65</sup> unter den beschäftigten Frauen. Anders als die gruppenspezifischen relativen Positionen haben sich die Verteilungsindikatoren entwickelt. Hier ist eine kontinuierlich gestiegene Ungleichheit in der Gruppe der männlichen Arbeitnehmer festzustellen; der gruppenspezifische Theil-Index hat sich von 1973 bis 1988 um fast ein Viertel (22.5%) auf 0.1553 erhöht, der Variationskoeffizient um 14% auf 0.5332. Demgegenüber zeigt sich eine stabile Verteilung bei allerdings deutlich größerer Ungleichheit für die Arbeitnehmerinnen. Mit 0.1740 lag der gruppenspezifische Theil-Index 1988 um 12% über dem Vergleichswert der männlichen Teilgruppe. Dieser Niveauunterschied der geschlechtsspezifischen Indexwerte dürfte aber eine Folge der bei den Frauen weit

<sup>63</sup>Der Anteil der Frauen an allen (voll- oder teilzeitbeschäftigten) Arbeitnehmern ist von 36.8% im Jahr 1975 auf 39.6% im Jahr 1988 gestiegen. Vgl. Bundesminister für Arbeit und Sozialordnung (1994), Tabelle 2.5A. Die aus der EVS-Datenbank abgeleiteten Frauenquoten liegen um einen Prozentpunkt darunter, zeigen aber die gleiche Entwicklung (vgl. Tabelle 9C).

<sup>64</sup>Das für Tabelle 9A bzw. 9B geltende zusätzliche Selektionskriterium der sozialen Stellung (Arbeiter, Angestellter oder Beamter; vgl. Fußnote 58) wurde hierbei nicht angewendet.

<sup>65</sup>1975: 29.3%, 1988: 31.5%; Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (1994), Tabelle 2.5A.

verbreiteten Teilzeitbeschäftigung, also einer vergleichsweise größeren Heterogenität der weiblichen Beschäftigten, sein<sup>66</sup>; es ist sogar anzunehmen, daß die Ungleichheit der Arbeitseinkommen vollzeitbeschäftigter Frauen weniger ausgeprägt ist als bei den Männern. Für diese Hypothese spricht auch der gegenüber dem Theil-Index geringere geschlechtsspezifische Unterschied des Variationskoeffizienten (6.6% des Wertes der männlichen Teilgruppe), dessen stärkste Reagibilität in den oberen Einkommensschichten liegt.

Als Konsequenz der leichten Annäherung der durchschnittlichen relativen Position der Frauen an den Gesamtdurchschnitt einerseits und der tendenziell zunehmenden Ungleichverteilung der Einkommen aus unselbständiger Arbeit der Männer andererseits ist der Anteil der Inter-Gruppen-Ungleichheit von 1973 bis 1988 zurückgegangen, der der Intra-Gruppen-Ungleichheit von einem ohnehin hohen Niveau noch gestiegen. Die Intra-Gruppen-Ungleichheit lag 1988 beim Theil-Index mit 84% um 6 Prozentpunkte über dem Wert von 1973, beim Variationskoeffizienten betrug sie sogar 91% nach nur geringem Anstieg seit 1973. Die eindeutige Dominanz der Ungleichverteilung innerhalb der beiden Gruppen gegenüber dem Effekt der unterschiedlichen Durchschnittseinkommen (Inter-Gruppen-Ungleichheit) ist allerdings nicht überraschend, da es sich um zwei sehr heterogene Gruppen mit Vertretern aller Berufsgruppen und Bildungsabschlüsse handelt. Gerade deshalb ist es aber bemerkenswert, daß der Anteil der Intra-Gruppen-Ungleichheit bei geschlechtsspezifischer Untergliederung der Arbeitnehmer hinter der Intra-Gruppen-Ungleichheit im Falle der Untergliederung nach den drei sozialen Stellungen (Tabelle 9A) zurückbleibt. Wie schon aus der Betrachtung der gruppenspezifischen Durchschnittseinkommen hervorgeht, sind die Unterschiede zwischen männlichen und weiblichen Arbeitnehmern größer als die zwischen Arbeitern, Angestellten und Beamten.

Die aus Tabelle 9C abgeleiteten Tendenzen werden durch eine Beschränkung auf ganzjährig Beschäftigte nicht widerlegt. Diese Art der Betrachtung (vgl. Tabelle 9D) ist allerdings nur für 1983 und 1988 möglich, da die EVS-Datenbank für die früheren Jahre keine Variablen über die Beschäftigungsdauer enthält. Der Ausschluß von Personen, die nur einen Teil des Erhebungsjahres als Arbeitnehmer beschäftigt waren, führt erwartungsgemäß zu einem deutlich niedrigeren Niveau der gruppenspezifischen Verteilungsindikatoren auch in dieser

---

<sup>66</sup>Die Teilzeitquote der Frauen betrug 1988 (mit 31.5%) das 15-fache derjenigen der Männer (2.1%);

Gliederung. Nach wie vor ist aber die Einkommensungleichheit bei den Frauen stärker ausgeprägt als bei den Männern, und der Anteil der Inter-Gruppen-Ungleichheit ist im Vergleich zu anderen Gruppierungsansätzen recht hoch (annähernd 18% beim Theil-Index von 1988). Darüber hinaus zeigt sich auch für den in Tabelle 9D nur 5 Jahre umfassenden Analysezeitraum ein konstantes (bzw. sogar leicht zurückgehendes) Niveau des Theil-Index und des Variationskoeffizienten für die Gruppe der weiblichen Arbeitnehmer, während für die Gruppe der Männer - insbesondere beim Theil-Index - ein Anstieg zu verzeichnen ist.

Die Dekompositionsanalyse der Verteilungsentwicklung der Einkommen aus unselbständiger Tätigkeit führt also zu dem Schluß, daß die zwischen 1973 und 1988 - wenn auch mäßig, so doch kontinuierlich - gestiegene Ungleichheit sowohl Veränderungen der Struktur der Arbeitnehmergruppe insgesamt widerspiegelt als auch eine Folge zunehmender gruppeninterner Differenzierungen ist. Zum einen ist der Anteil jener Gruppen mit überdurchschnittlichen Werten der Ungleichheitsmaße - Frauen, Angestellte - an allen Arbeitnehmern gestiegen. Zum anderen ist zum Ende des Untersuchungszeitraums eine stärkere Einkommensdifferenzierung in den Gruppen der Angestellten und der Beamten festzustellen, die sich bei geschlechtsbezogener Dekomposition des Theil-Index und des Variationskoeffizienten aber nur für die männlichen Arbeitnehmer in steigenden Indikatorwerten niederschlägt.

## 5.2 Verteilung der Faktor-, Brutto- und Nettoeinkommen

Während die Verteilungsentwicklung der Einkommen aus unselbständiger Tätigkeit auf individueller Ebene untersucht worden ist, ist für eine Betrachtung der Faktoreinkommen insgesamt der Wechsel zum Haushaltseinkommen sinnvoll. Denn Vermögenseinkommen sind nicht ohne weiteres einzelnen Personen zuzurechnen<sup>67</sup>, und auch die Einkommen aus selbständiger Tätigkeit sind wegen der häufigen Mitarbeit von Familienangehörigen nicht immer eindeutig nur einer Person zuzuordnen. Mit dem Übergang zum Haushaltseinkommenskonzept ist aber noch keine Festlegung der Bezugseinheit erfolgt. Wie beim Haushaltsbrutto- und Haushaltsnettoeinkommen kann für das Haushaltsfaktoreinkommen sowohl die Verteilung auf Haushalte als auch - nach Gewichtung

---

Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (1994), Tabelle 2.5A.

<sup>67</sup>Das diesen Einkommen zugrunde liegende Vermögen beruht auf Einkommensverwendungsentscheidungen, die sich annahmegemäß auf einen gemeinschaftlichen Einkommens-„Pool“ beziehen.



mit einer Äquivalenzskala - die Verteilung auf Personen betrachtet werden. In Tabelle 9 sind die drei gewählten Ungleichheitsmaße - Gini-Koeffizient, Variationskoeffizient und Theil-Maß - jeweils für beide Bezugseinheiten ausgewiesen, und zwar mit YFHH für die Faktoreinkommensverteilung auf Haushalte und mit YFEQU für die Verteilung der Faktoräquivalenzeinkommen - unter Bezugnahme auf die SH-Skala - auf Personen; entsprechendes gilt für die Brutto- (YB...) und Nettoeinkommensverteilung (YN...). Dabei wurden grundsätzlich alle Haushalte einbezogen, also auf der Faktoreinkommensebene auch diejenigen ohne jegliches (angegebenes) Faktoreinkommen im Untersuchungszeitraum („Nullfälle“). Letztere Gruppe machte meist nur ca. 5% der Haushalte insgesamt aus<sup>68</sup>, 1962/63 aber immerhin 15%; offenbar verfügte noch zu Beginn der sechziger Jahre ein beträchtlicher Teil der privaten Haushalte über keinerlei Sparbücher oder andere Geldanlagen.<sup>69</sup>

Die Faktoreinkommensverteilung in der hier gewählten Abgrenzung (vgl. Abschnitt 2) zeigt im gesamten Untersuchungszeitraum ein ziemlich extremes Bild. Bezogen auf die Haushalte liegt der Gini-Koeffizient nahe 0.5, der Variationskoeffizient bei ungefähr 1 und das Theil-Maß fast immer deutlich über 1<sup>70</sup>. Bei der Interpretation des durchweg sehr hohen Niveaus der Indikatorwerte ist allerdings zu bedenken, daß hierbei sämtliche Leistungen der Sozialversicherungen und damit auch alle wesentlichen Alterseinkommen ausgeklammert sind, die ausgewiesene Ungleichverteilung also teilweise durch die enge Abgrenzung des Faktoreinkommensbegriffs bedingt ist. Demzufolge geht von dem im Untersuchungszeitraum gestiegenen Anteil der Rentner- und Pensionärshaushalte ein systematischer Differenzierungseffekt auf die Faktoreinkommensverteilung aus. Die in Tabelle 9

<sup>68</sup>Nach den Daten für 1969 gaben nahezu 100% der Befragten Kapitalerträge (Zinsen, Dividenden, sonstige Ausschüttungen) an, später schwankte der Anteil zwischen 95% und 92% der befragten Haushalte (Werte nicht hochgerechnet) und sank 1988 auf 87%. Die insbesondere nach 1978 zunehmenden „Nullfälle“ können z.T. methodisch bedingt sein, da durch die Rundung der vom Statistischen Bundesamt seither weitergegebenen Einkommensdaten (seit 1983 auf DM 100) Kleinstbeträge „verschwinden“ (Abrundung). Für 1988 muß allerdings auch mit einer gestiegenen Zahl von Antwortverweigerungen gerechnet werden.

<sup>69</sup>Nach den Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichproben besaßen 1962/63 60% der Haushalte mindestens ein Sparbuch, 1969 waren es bereits 88% und in den späteren Jahren ca. 90% (vgl. Bundesminister für Arbeit und Sozialordnung (1982), S. 118). 1962/63 gaben aber nur zwei Fünftel der in die EVS einbezogenen Haushalte Vermögenseinkünfte (einschließlich Einkommen aus Vermietung und Verpachtung) an, und nur knapp ein Fünftel davon (7.5% aller befragten Haushalte) nannten Zinsen, Dividenden oder andere Ausschüttungen. Für die meisten der Kleinsparer waren also wohl die geringfügigen Sparzinsen vernachlässigbar. 1969 hingegen gab nahezu jeder befragte Haushalt Zinseinkünfte o.ä. an; dies wirkt im unteren Bereich der Faktoreinkommensverteilung stark nivellierend - so sank der durchschnittliche Betrag der Kapitaleinkünfte (Zinsen, Ausschüttungen) von 455 DM (1962/63) auf 363 DM (1969) -, ist aber zumindest teilweise die Folge unterschiedlicher Erfassungsgrade.

<sup>70</sup>Der theoretische Maximalwert des Variationskoeffizienten ergibt sich aus der Quadratwurzel der Zahl der Bezugseinheiten, der des Theil-Maßes aus dem Logarithmus des Durchschnittseinkommens.

ausgewiesene Entwicklung verläuft recht ungleichmäßig. Der Gini-Koeffizient für YFHH ist im ersten Zehnjahreszeitraum stabil, steigt dann zwischen 1973 und 1978 um fast 10% auf 0.519 und anschließend nur noch mäßig an. Auf personeller Ebene, also beim Faktoräquivalenzeinkommen (YFEQU), wirkt sich diese Entwicklung in einem zwischen 1962 und 1973 sinkenden Gini-Koeffizienten und einem danach ähnlichen Verlauf wie auf Haushaltsebene - zunächst starker, danach mäßiger Anstieg - aus<sup>71</sup>. Die Entwicklung der anderen Maßzahlen hat mit der des Gini-Koeffizienten nur die deutliche Verstärkung der Ungleichheit zwischen 1973 und 1978 gemein. In diesem Zeitraum ist auch der Variationskoeffizient sowohl auf Haushalts- als auch auf Personenebene um 10% gestiegen, der aber insgesamt eine abnehmende Tendenz aufweist. 1988 lag der Variationskoeffizient bezüglich YFHH um 6%, bezüglich YFAEQU um immerhin 14% unter dem Ausgangswert von 1962, wobei der stärkste Rückgang in den sechziger Jahren stattgefunden hat. In diesem Zeitraum ist auch der Theil-Index drastisch gesunken, und zwar auf Haushalts- wie auf Personenebene um gut 40%. Hier zeigt sich also der bereits erwähnte Effekt der in den sechziger Jahren beträchtlichen Zunahme der Kleinsparer - und dementsprechend abnehmenden Zahl der Haushalte ohne Faktoreinkommen („Nullfälle“) - insbesondere auf das Verteilungsbild im unteren Einkommensbereich. Vermutlich ist die dadurch bedingte abnehmende Differenzierung der Faktoreinkommensverteilung in Tabelle 9 aber etwas überzeichnet, da der Erfassungsgrad der Einkünfte aus Kapitalvermögen in der EVS 1962/63 relativ gering war (vgl. Fußnote 67). Nach 1969 stieg der Theil-Index wieder kräftig an, so daß er 1988 wieder nahe dem Ausgangsniveau lag: auf Haushaltsebene (YFHH) um 8% darunter, auf Personenebene um 3% darüber. Zusammenfassend ergibt sich, daß am Anfang des Untersuchungszeitraums - wie beim Nettoäquivalenzeinkommen - eine Nivellierungstendenz einsetzte, die sich aber bereits 1973 (bzw. 1969 beim Theil-Index) umkehrte. Dies hat über die 25-jährige Periode insgesamt zu einer größeren Ungleichheit der Faktoräquivalenzeinkommen geführt, wenn man vom Variationskoeffizienten absieht; aber auch letzterer ist seit 1973 kontinuierlich gestiegen, so daß er 1988 über dem Wert von 1969 lag.

---

<sup>71</sup>Durch den Übergang von der Haushalts- auf die Personenebene unter der Gleichverteilungsannahme (bezüglich der haushaltsinternen Verteilung) und der Hypothese, die SH-Skala entspräche den personellen Bedarfsrelationen im Haushalt, reduziert sich die mit dem Gini-Koeffizienten gemessene Ungleichheit um ca. 17% (am Anfang und am Ende des Untersuchungszeitraums etwas weniger). Beim Variationskoeffizienten sind die Relationen zwischen YFHH und YFEQU in den einzelnen Jahren sehr ähnlich, während beim Theil-Index der personenbezogene Wert stärker unter dem haushaltsbezogenen Index liegt (zunächst um fast die Hälfte, 1988 um 38%). Die Berücksichtigung der Haushaltsgröße führt also zu einer gleichmäßigeren Verteilungsdarstellung insbesondere im unteren Einkommensbereich.

Der Übergang von der Faktoreinkommens- zur Bruttoeinkommensebene spiegelt den enormen Einfluß der Transfers und damit des sozialen Sicherungssystems auf die Verteilungssituation in der Bundesrepublik wider, der wesentlich stärker als der Einfluß der Zwangsabgaben ist. Der Gini-Koeffizient vermindert sich durch die Einbeziehung der Transfers jeweils um ca. ein Drittel - am Anfang des Untersuchungszeitraums weniger, später etwas mehr. Die Reagibilität des Variationskoeffizienten ist ähnlich, die des Theil-Index erwartungsgemäß wesentlich stärker. Der auf das Haushaltsbruttoeinkommen bzw. Bruttoäquivalenzeinkommen bezogene Theil-Index liegt in den meisten Untersuchungsjahren bei weniger als einem Fünftel (15% bis 20%) des Wertes für die Verteilung des Faktor- bzw. Faktoräquivalenzeinkommens, da die im Bruttoeinkommen enthaltenen Transfers hauptsächlich an Haushalte mit nur geringen Faktoreinkommen fließen. Abgesehen von diesen, zu einem großen Teil systembedingten, Niveauunterschieden zwischen Faktoreinkommens- und Bruttoeinkommensungleichheit zeigen sich aber zudem abweichende Entwicklungen im Zeitablauf. Zwar ist wie für die Ungleichverteilung der Faktoreinkommen auch für die der Bruttoeinkommen in der ersten Dekade (1962/63 bis 1973) eine leichte Nivellierungstendenz<sup>72</sup> und danach eine Umkehr der Entwicklungsrichtung festzustellen. Der Wiederanstieg der Ungleichheitsmaße fällt bei den Bruttoeinkommen aber moderater aus<sup>73</sup> und wird am Ende des Untersuchungszeitraums gestoppt<sup>74</sup>. Über die gesamte 25-jährige Periode ergibt sich daraus ein leichter Anstieg - gemessen am Variationskoeffizienten ein Rückgang - der Ungleichheit der Haushaltsbruttoeinkommen und ein Nivellierungseffekt bei der personellen Verteilung der Bruttoäquivalenzeinkommen. Das komplexe Transfersystem der Bundesrepublik hat also der Entwicklung der Faktoreinkommensverteilung tendenziell entgegengewirkt, der Abstand zwischen den Verteilungsindikatoren der Faktoreinkommens- und der Bruttoeinkommensebene hat sich vergrößert.

---

<sup>72</sup> Diese zeigt sich bei den Brutto- und Bruttoäquivalenzeinkommen etwas eindeutiger als bei den Faktor- und Faktoräquivalenzeinkommen, wenn man von dem extremen Absinken des Theil-Index der Faktoreinkommensverteilung zwischen 1962/63 und 1969 absieht; dieser Einbruch ist zumindest teilweise durch die unterschiedlichen Erfassungsgrade der Kapitaleinkünfte bedingt (vgl. Fußnote 69). Der Theil-Index sollte im Zusammenhang mit der Faktoreinkommensverteilung vorsichtig interpretiert werden.

<sup>73</sup> Beispielsweise stieg zwischen 1973 und 1978 der Gini-Koeffizient bezüglich der personellen Verteilung der Faktoräquivalenzeinkommen um 10%, der Indikator für die personelle Verteilung der Bruttoäquivalenzeinkommen nur um 1.5%.

<sup>74</sup> Im Gegensatz dazu zeigt sich für alle auf das Faktoreinkommen bezogenen Maße von 1983 bis 1988 ein Anstieg, insbesondere beim Theil-Index.

Nach Berücksichtigung der (persönlichen) Steuern und Pflichtbeiträge zur Sozialversicherung - also auf der Ebene der Haushaltsnetto- und Nettoäquivalenzeinkommen - ergibt sich nochmals eine merkliche, wenn auch weit geringere Reduzierung der Ungleichheitsmaße. Die Gini-Koeffizienten (für YNHH und YNEQU) liegen nun um 5% bis 11% unter denen des jeweiligen Bruttoeinkommenskonzepts (YBHH, YBEQU), die Variationskoeffizienten um 9% bis 15% und die Theil-Maße um bis zu 20%. Grundsätzlich ist der relative Abstand zwischen den Brutto- und Netto-Verteilungsindikatoren auf Haushalts- und auf Personenebene sehr ähnlich. Die stärkere Reagibilität des Variationskoeffizienten und insbesondere des Theil-Maßes erklärt sich aus der Einkommensteuerprogression, die offensichtlich die faktische Regressivität der Sozialversicherungsbeiträge (als Folge der Beitragsbemessungsgrenzen) überwiegt, sowie aus der weitgehenden steuerlichen Freistellung der meisten Sozialleistungen. Wie bereits in Abschnitt 4 ausführlich erörtert, hat sich für die Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen zunächst eine - im Zeitablauf abschwächende - Nivellierungstendenz gezeigt, die sich nach 1978 allerdings umkehrte. Diese Trendwende erfolgte also zeitlich verzögert gegenüber der Entwicklung der Faktoreinkommens- und Bruttoeinkommensverteilung. Eine ähnliche Entwicklung ergibt sich auch für die auf das Haushaltsnettoeinkommen bezogenen Indikatoren, wobei der Rückgang der Ungleichheit schwächer ausfiel und wie auf den vorgelagerten Verteilungsebenen auf die ersten 10 Jahre des Untersuchungszeitraums (1962/63 bis 1973) begrenzt blieb und andererseits die wieder zunehmende Differenzierung sich bereits 1973 andeutete und etwas stärker ausgeprägt war als auf der personellen Verteilungsebene. Über die gesamte Beobachtungsperiode ist auch durch die Ausgestaltung der persönlichen Zwangsabgaben die zunehmende Ungleichverteilung der Faktoreinkommen in ihren Auswirkungen auf die finale Verteilung tendenziell gedämpft worden. Der (relative) Abstand der Ungleichheitsmaße für das Nettoeinkommen zu denen für das Bruttoeinkommen hat sich im Zeitablauf etwas vergrößert, mit Ausnahme des Variationskoeffizienten; dies könnte als Indiz für eine rückläufige Progressionswirkung der persönlichen Einkommensteuer im obersten Einkommenssegment interpretiert werden.

Als Fazit läßt sich an dieser Stelle festhalten, daß die Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen eine größere Stabilität aufweist als die der Faktoreinkommen. Auf Haushalts- wie auch auf personeller Ebene haben sich die Verteilungen der „primären“ und der „sekundären“ Einkommen auseinanderentwickelt. Während beispielsweise der Gini-Koeffizient der Faktoräquivalenzeinkommen im Untersuchungszeitraum um 7% gestiegen ist,

ist der der Nettoäquivalenzeinkommen um 11% gesunken; schließt man die erste EVS-Erhebung aus und beschränkt sich auf den Zeitraum von 1969 bis 1988, so beträgt der Anstieg der Ungleichheit der Faktoräquivalenzeinkommen sogar 15% gegenüber einem ungefähr gleichen Gini-Koeffizienten bei den Nettoäquivalenzeinkommen (-2%). Das soziale Sicherungssystem der Bundesrepublik scheint sich im Untersuchungszeitraum im großen und ganzen bewährt zu haben, im unteren Einkommensbereich allerdings seit Ende der siebziger Jahre mit geringerem Erfolg (vgl. Abschnitt 4).

## 6. Dekomposition der Ungleichverteilung der Nettoäquivalenzeinkommen

Die bisher auf einem recht hohen Aggregationsniveau geführte Diskussion der Verteilungsentwicklung soll im folgenden um eine gruppenbezogene Analyse ergänzt werden. Wie schon bei der näheren Betrachtung der Ungleichverteilung der Einkommen aus unselbständiger Tätigkeit werden dazu der Theil-Index und der Variationskoeffizient herangezogen, da diese Indikatoren additiv zerlegbar sind.

### 6.1. Differenzierung nach der sozialen Stellung des Haushaltsvorstands

In Tabelle 10 ist die Entwicklung der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen für die Haushaltsgruppen der Selbständigen, der Landwirte, der Beamten, der Angestellten, der Arbeiter und der Nichterwerbstätigen dargestellt, woraus sich die im ersten Block ausgewiesenen Anteile der Intra- und der Inter-Gruppen-Ungleichheit ergeben<sup>75</sup>. Wieder erweisen sich die gruppeninternen Einkommensdifferenzierungen als eindeutig dominierend gegenüber der Inter-Gruppen-Ungleichheit. Das Ausmaß der zwischen den sechs sozialen Gruppen bestehenden Ungleichverteilung - entsprechend dem fiktiven Indikatorwert für eine fiktive Situation der gruppeninternen Gleichverteilung<sup>76</sup> - liegt zwar erwartungsgemäß deutlich über der für die Bruttoeinkommen aus unselbständiger Tätigkeit gemessenen Inter-Gruppen-Ungleichheit (vgl. Kapitel 5.1 und Tabellen 9, 9A bis 9D). Es erreicht aber selbst zu

---

<sup>75</sup> Zum methodischen Ansatz vgl. Fußnote 59 (Abschnitt 5.1). Die in Tabelle 10 ebenfalls ausgewiesenen gruppenspezifischen Bevölkerungsanteile (Personen) sind die Gewichtungsfaktoren der gruppenspezifischen Ungleichheitsmaße.

<sup>76</sup> Diese Fiktion impliziert, daß jedem Individuum das durchschnittliche Äquivalenzeinkommen seiner jeweiligen Gruppe zugeordnet wird. Die gruppenspezifischen relativen Wohlstandspositionen in Abhängigkeit von der sozialen Stellung des Haushaltsvorstands sind im 3. Block der Tabelle 10 ausgewiesen. Abweichungen gegenüber den entsprechenden EVS-Werten in Tabelle 4 sind darauf zurückzuführen, daß in Tabelle 4 nicht die SH-Skala, sondern die Äquivalenzskala des Statistischen Bundesamtes zugrunde gelegt wurde.

Beginn des Untersuchungszeitraums nur ungefähr ein Fünftel (Theil-Index) bzw. ein Viertel (Variationskoeffizient) der insgesamt gemessenen Ungleichheit und weist zudem eine sinkende Tendenz auf; 1988 sind nur noch 16% des Theil-Index und 13% des Variationskoeffizienten den Einkommensdifferenzierungen zwischen den sozialen Stellungen zuzuordnen. Der Eindruck einer moderaten Angleichung - im Durchschnitt - der Verteilungspositionen der nach der sozialen Stellung differenzierten Gruppen ergibt sich auch aus der Betrachtung der gruppenspezifischen relativen Wohlstandspositionen im einzelnen (3. Block in Tabelle 10). Zwar liegt das Nettoäquivalenzeinkommen der Selbständigen-Haushalte 1988 wie auch 1962 um gut die Hälfte über dem Durchschnitt - nach zwischenzeitlich zunehmender, dann sinkender relativer Position - und das der Arbeiter-Haushalte 1988 noch um ca. ein Sechstel unter dem Durchschnitt. Doch ist die Wohlstandsposition der Haushalte von Arbeitern seit 1962 zumindest geringfügig gestiegen, während die überdurchschnittlichen Positionen der Haushalte von Beamten und Angestellten - trotz eines leichten Wiederanstiegs in der letzten Dekade - insgesamt tendenziell gesunken sind. Haushalte mit nichterwerbstätigem Haushaltsvorstand haben zwischen 1962 und 1969 eine Verbesserung ihrer Position um ca. vier Prozentpunkte auf 92% erfahren, die zehn Jahre stabil blieb, in der letzten Dekade aber wieder zurückfiel und 1988 nur noch knapp über der durchschnittlichen Position der Gruppe der Arbeiter lag<sup>77</sup>.

Die für die sich insgesamt ergebenden Werte des Theil-Index und des Variationskoeffizienten maßgeblichen gruppenspezifischen Indikatoren sind in den beiden letzten Blöcken der Tabelle 10 ausgewiesen. In allen Untersuchungsjahren sind die Äquivalenzeinkommen der Haushalte von Arbeitern am gleichmäßigsten, die in der Gruppe der Selbständigen am ungleichmäßigsten verteilt. Von allen Arbeitnehmer-Haushalten weist die Gruppe der Angestellten die stärkste Differenzierung der personellen Äquivalenzeinkommen auf, die aber durchweg noch unter den Indikatorwerten der Nichterwerbstätigen-Haushalte liegt; das hohe Niveau der gruppeninternen Ungleichverteilung bei den Nichterwerbstätigen ist auf die besondere Heterogenität dieser Gruppe zurückzuführen<sup>78</sup>. Der Entwicklungsverlauf der meisten gruppenspezifischen Ungleichheitsmaße entspricht ungefähr dem insgesamt festgestellten Trend mit zunächst sinkender, dann wieder steigender

---

<sup>77</sup> Die im Vergleich zu Arbeitern günstige relative Position der Haushalte von Nichterwerbstätigen ist eine Folge des personenbezogenen Analysekonzepts. Trotz im Durchschnitt niedrigerer Haushaltsnettoeinkommen der Nichterwerbstätigen ergeben sich infolge der geringeren Anzahl der daraus zu versorgenden Personen höhere durchschnittliche Äquivalenzeinkommen als für die Gruppe der Arbeiter.

<sup>78</sup> Vgl. Hauser, R., I. Becker (1994), S. 25-27 und Table 10.

Verteilungsdifferenzierung. Die Wendepunkte liegen allerdings nicht immer im gleichen Zeitintervall. Bei den Haushalten von Angestellten, Arbeitern und Nichterwerbstätigen erfolgte der Anstieg von Theil-Index und Variationskoeffizient wie für die privaten Haushalte insgesamt zwischen 1978 und 1983 - am stärksten bei den Nichterwerbstätigen, für die zwischen 1983 und 1988 zwar wieder eine Richtungskorrektur einsetzte, die Koeffizientenwerte aber ungefähr auf dem Niveau von 1969 (Variationskoeffizient) bzw. darüber (Theil-Index) verharrten. Für die Gruppen der Selbständigen und der Landwirte zeigt sich der Wiederanstieg der Ungleichheitsmaße - ähnlich wie beim Verlauf der Ungleichheit der Faktoräquivalenzeinkommen - bereits im Jahr 1978, was bis 1983 anhält und zumindest in der Gruppe der sonstigen Selbständigen (ohne Landwirte) während des letzten Fünfjahreszeitraums wieder leicht revidiert wird. Insgesamt überwiegt innerhalb aller sozialen Gruppen der in Tabelle 10 gewählten Abgrenzung ein Nivellierungstrend, der bei den Beamtenhaushalten sogar nahezu ununterbrochen ist. Wenn man für die drei Gruppen von Arbeitnehmerhaushalten speziell die Entwicklung ab 1973 betrachtet und sie der Verteilungsentwicklung der (individuellen) Bruttoeinkommen aus unselbständiger Tätigkeit (vgl. Tabelle 9A) gegenüberstellt, so zeigt sich - abgesehen von den Niveauunterschieden - ein uneinheitliches Bild. Für die Gruppen der Arbeiter (bzw. Arbeiterhaushalte) sind auf beiden Stufen des Verteilungsprozesses Theil-Index und Variationskoeffizient am Anfang und am Ende des 15-jährigen Zeitraums nahezu gleich. Für die Gruppen der Angestellten ist auf beiden Ebenen ein Anstieg der Ungleichheitsmaße zu verzeichnen, der hinsichtlich der (Haushalts-) Nettoäquivalenzeinkommen allerdings recht moderat ausgefallen ist. Dagegen hat sich die Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen der Beamten in eine andere Richtung entwickelt als die der individuellen Beamtengehälter. Erstere sind 1988 gleichmäßiger verteilt als 1973, letztere wesentlich ungleicher. Bei den gruppenspezifischen Variationskoeffizienten der Beamten (-haushalte) wird die gegenläufige Entwicklung dadurch besonders anschaulich, daß die beiden Entwicklungslinien sich kreuzen: der relativ hohe Ausgangswert der Äquivalenzeinkommensverteilung (1973: 0.4186) ist nahezu identisch mit dem hohen Wert für die Gehaltsverteilung am Ende der Periode (1988: 0.4187), während der niedrige Endwert der Äquivalenzeinkommensverteilung (1988: 0.3827) nahe dem niedrigen Anfangswert der Gehaltsverteilung (1973: 0.3880) liegt. Dabei können sowohl Einflüsse des Steuer- und Transfersystems als auch Veränderungen der Haushalts- und Einkommensstrukturen maßgebend sein.

Als Zwischenergebnis läßt sich an dieser Stelle festhalten, daß im Untersuchungszeitraum der Theil-Index wie auch der Variationskoeffizient für alle nach der sozialen Stellung des Haushaltsvorstandes unterschiedenen Gruppen gesunken ist, allerdings - mit Ausnahme der Selbständigen - in relativ geringerem Ausmaß als die insgesamt gemessenen Ungleichheitsindikatoren, da auch die Inter-Gruppen-Ungleichheit gesunken ist (tendenzielle Annäherung der gruppenspezifischen Durchschnittseinkommen). Diese Feststellung gilt allerdings nur mit Einschränkungen für die Zeit ab 1969; denn eine Verringerung der gruppeninternen Ungleichverteilungen ist insbesondere während der ersten sechs Jahre (1962/63 bis 1969) eingetreten, und später sind auch wieder entgegengerichtete Veränderungen zu verzeichnen. So liegt der Theil-Index für die Gesamtverteilung ebenso wie der für Arbeiter- und Angestelltenhaushalte 1988 kaum unter dem Vergleichswert von 1969, für die Haushalte der Landwirte und der Nichterwerbstätigen ist die gruppenspezifische (Theil-)Ungleichheit 1988 größer als zwanzig Jahre zuvor.

## 6.2. Differenzierung nach dem Haushaltstyp

In Tabelle 11 schließlich sind die Verteilungsentwicklungen für neun Haushaltstypen untersucht und die sich bei dieser Dekomposition ergebenden Anteile der Intra- und Inter-Gruppen-Ungleichheit ausgewiesen worden. Vorab sei kurz auf die gravierenden demographischen Strukturänderungen hingewiesen, die in den gruppenspezifischen Bevölkerungsanteilen (2. Block der Tabelle 11) zum Ausdruck kommen. Ein Vergleich von 1988 und 1962/63 zeigt eine deutliche Zunahme der Personen in Haushalten mit bis zu vier Personen (Gruppen 1 bis 7) und einen entsprechenden Rückgang der Personen in Familien mit 3 oder mehr Kindern sowie in sonstigen Haushalten, zu denen früher insbesondere Drei-Generationen-Haushalte zählten. Der Bevölkerungsanteil der alleinstehenden Frauen hat sich auf fast 11% verdoppelt, der der alleinstehenden Männer auf 4.5% verdreifacht. Ebenfalls verdreifacht hat sich der Anteil der Alleinerziehenden und ihrer Kinder, die 1988 nahezu 6% der Bevölkerung ausmachten. Auch die Gruppe der Ehepaare ohne Kinder hat kontinuierlich und deutlich - um sechs Prozentpunkte auf fast 23% - zugenommen, während der



Bevölkerungsanteil der Ehepaare mit bis zu zwei Kindern im wesentlichen nur in der ersten einbezogenen Dekade mäßig (von 37% auf 43%) gestiegen und dann ungefähr konstant geblieben ist (bei leicht rückläufigem Anteil der Ehepaare mit 2 Kindern). Diese Entwicklungen sind die Folge von Veränderungen im Altersaufbau der Bevölkerung einerseits und veränderten Verhaltensweisen andererseits - z.B. Zunahme auch von jüngeren Single-Haushalten, von nichtehelichen Partnerschaften, von Trennungen und Scheidungen, Verlagerungen der Familiengründungsphase.

Die relativen Verteilungspositionen der nach dem Haushaltstyp differenzierten Bevölkerungsgruppen haben sich zum Teil nur wenig verändert bzw. dem Gesamtdurchschnitt tendenziell angenähert (3. Block der Tabelle 11). Alleinstehende Männer erreichen im Durchschnitt trotz einiger Einbußen 1988 noch immer das höchste Nettoäquivalenzeinkommen, das um ca. ein Viertel über dem insgesamt errechneten Mittelwert liegt. Den zweiten Rang nehmen nach wie vor Ehepaare ohne Kinder ein (1962/63: 121%; 1988: 116%), gefolgt von den Ehepaaren mit einem Kind und den alleinstehenden Frauen - beide Gruppen erreichten 1988 ungefähr das durchschnittliche Nettoäquivalenzeinkommen, was auch für die heterogene Gruppe der „Sonstigen“ gilt. Deutlich unterhalb des Gesamtdurchschnitts liegen dagegen die gruppenspezifischen Äquivalenzeinkommen der Ehepaare mit mehreren Kindern sowie der Alleinerziehenden, wobei für letztere nach anfänglichen Verbesserungen in der Zeit nach 1973 eine sinkende Tendenz deutlich wird. 1988 haben Alleinerziehende mit einem Kind (im Gruppendurchschnitt) ca. vier Fünftel des durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens zur Verfügung - dies entspricht ungefähr der Situation der vollständigen Familien mit drei oder mehr Kindern -, bei Alleinerziehenden mit mehreren Kindern sind es nur noch drei Fünftel. Hier deuten sich wachsende soziale Problemfelder an.

Die teilweise gegenläufigen Veränderungen der gruppenspezifischen relativen Positionen haben sich insofern z.T. kompensiert, als der Anteil der Inter-Gruppen-Ungleichheit am Teil-Index während des 25-jährigen Beobachtungszeitraums auf sehr niedrigem Niveau (ca. 9%) ungefähr stabil geblieben ist (1. Block in Tabelle 11)<sup>79</sup>. Gemessen am Variationskoeffizienten hat der Anteil der zwischen den Gruppen bestehenden Einkommensungleichheit zwar leicht zugenommen, liegt 1988 mit 7% aber noch unter dem entsprechenden Ergebnis für den Teil-

Index. Die Dekomposition nach Haushaltstypen führt also zu einer noch stärkeren Dominanz der Intra-Gruppen-Ungleichheit der personellen Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen als die Gliederung nach sozialen Stellungen des Haushaltsvorstandes (Tabelle 10), obwohl für die große Gruppe der Ehepaare mit Kindern (1988: 50% aller Personen in Privathaushalten mit deutschem Haushaltsvorstand) eine recht mäßige Einkommensdifferenzierung errechnet wurde (vgl. die beiden unteren Blöcke der Tabelle 11). Diese ist zudem zwischen 1962/63 und 1973 - bei Ehepaaren mit 3 oder mehr Kindern auch noch während der fünf Folgejahre - deutlich zurückgegangen; anschließend ist sie in der Darstellungsweise des Theil-Index zwar wieder gestiegen, was auf Verschlechterungen insbesondere im unteren Einkommensbereich hindeutet, beim Variationskoeffizienten überwog aber weiter der sinkende Trend. Da die gruppenspezifische Wohlstandsposition der Ehepaare mit mehreren Kindern aber nach wie vor um ein Zehntel (zwei Kinder) bzw. ein Fünftel (drei oder mehr Kinder) unter dem Gesamtdurchschnitt liegt (vgl. 3. Block in Tabelle 11), ist die gruppeninterne Nivellierungstendenz aber nicht zwangsläufig mit einer Verbesserung für die Gruppenmitglieder verbunden.

Für die anderen Haushaltstypen zeigen sich recht uneinheitliche Entwicklungen. Die höchsten gruppenspezifischen Ungleichheitsmaße - mit zunächst sinkender, nach 1978 wieder steigender Tendenz - zeigen sich für die heterogene Gruppe der alleinstehenden Männer, während die Werte für die alleinstehenden Frauen von einem sehr hohen Niveau aus drastisch gefallen sind - insbesondere in der ersten Dekade. 1988 sind die Nettoäquivalenzeinkommen unter den alleinstehenden Frauen gleichmäßiger verteilt als in der Gruppe der Ehepaare ohne Kinder, obwohl auch für letztere die Ungleichheitsmaße tendenziell rückläufig waren. Weniger eindeutig ist die Entwicklung der gruppeninternen Verteilung bei den Alleinerziehenden. Für Elternteile mit einem Kind liegt der Theil-Index 1988 mit 0.1166 ungefähr auf demselben hohen Niveau wie 1962/63, wobei wieder die Umkehr eines zunächst bestehenden Nivellierungstrends nach 1978 zu beobachten ist. Der Variationskoeffizient fällt hier am Ende des Untersuchungszeitraums sogar höher als am Anfang aus. Für Elternteile mit mehreren Kindern ergeben sich zwar über die Gesamtperiode sinkende Ungleichheitsmaße. Bei gleichzeitig - insbesondere seit 1973 - stark gesunkener durchschnittlicher Wohlstandsposition (3. Block in Tabelle 11) ist dies aber kaum positiv zu bewerten; die

---

<sup>79</sup> Bei diesem Ansatz zur Messung der Inter-Gruppen-Ungleichheit wird Gleichverteilung innerhalb der Gruppen unterstellt.

ökonomische Situation eines zunehmenden Anteils dieser Gruppe scheint sich verschlechtert zu haben.

Zusammenfassend läßt sich sagen, daß im Untersuchungszeitraum die mit dem Theil-Index und dem Variationskoeffizienten gemessene Ungleichheit der Nettoäquivalenzeinkommen innerhalb der meisten nach dem Haushaltstyp differenzierten Gruppen zurückgegangen ist, überwiegend sogar relativ stärker als die insgesamt gemessene Ungleichheit. Beschränkt man die Betrachtung auf den Zeitraum 1969 bis 1988, so erscheinen alle Veränderungen allerdings wesentlich abgeschwächt - auch auf der Gesamtebene -, bzw. es zeigen sich in Teilgruppen auch wieder zunehmende Differenzierungen. Insbesondere die Situation der Alleinerziehenden scheint sich verschlechtert zu haben.

## **7. Zusammenfassung**

Die Analyse von Entwicklungstendenzen der personellen Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland hat ein hohes Maß an Stabilität ergeben. Trotz vielfältiger gesamtwirtschaftlicher und sozialer Wandlungsprozesse während des einbezogenen Vierteljahrhunderts (1962/63 bis 1988) deuten aggregierte Verteilungsmaße auf der Basis von Mikrodaten der Einkommens- und Verbrauchsstichproben (EVS) sehr mäßige Veränderungen der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen an. Der sich zunächst abzeichnende leichte Trend zu verminderter Ungleichverteilung kehrte sich im letzten Jahrzehnt des Beobachtungszeitraums wieder um, so daß die meisten Verteilungsindikatoren 1988 wieder nahe den Werten zu Beginn der siebziger Jahre lagen. Zwischen 1978 und 1983 scheint sich insbesondere die Situation der untersten Schichten verschlechtert zu haben, wie die Entwicklung des Atkinson-Index bei hoher Ungleichheitsaversion, des Theil-Index und der Armutsquote - bei einer relativen Armutsgrenze von 50% des durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommens - belegen.

Ein Vergleich der Verteilungsentwicklung auf verschiedenen Stufen des Verteilungsprozesses zeigt, daß sich die primäre und die sekundäre Verteilung tendenziell auseinanderentwickelt haben. Beispielsweise ist der Gini-Koeffizient der Faktoräquivalenzeinkommen im Untersuchungszeitraum um 7% gestiegen, der der Nettoäquivalenzeinkommen um 11% gesunken. Das soziale Sicherungssystem scheint sich im Untersuchungszeitraum also im

großen und ganzen bewährt zu haben. Dennoch deuten sich neuerdings wieder zunehmende Verteilungsprobleme und sozialpolitische Problemfelder an. Abgesehen von dem allgemeinen Anstieg der Armutsquote in den achtziger Jahren und der nach wie vor ungünstigen Position der (vollständigen) Familien mit mehreren Kindern zeigt sich insbesondere bei den Alleinerziehenden eine alarmierende Entwicklung. Ihre durchschnittliche Wohlstandsposition erreichte 1988 nur noch ca. vier Fünftel (Alleinerziehende mit einem Kind) bzw. drei Fünftel (Alleinerziehende mit mehreren Kindern) des durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommens insgesamt. Die relativen Positionen der anderen Haushalts- bzw. Familientypen haben sich im Zeitablauf tendenziell eher dem Gesamtdurchschnitt angenähert, so daß eine Dekomposition von Verteilungsindikatoren eine eindeutige und anhaltende Dominanz der Intra-Gruppen-Ungleichheit gegenüber der Ungleichverteilung zwischen den Haushaltstypen ergibt (ca. 90% der insgesamt gemessenen Ungleichheit). Auch in der Differenzierung nach der sozialen Stellung des Haushaltsvorstands überwiegt die Intra-Gruppen-Ungleichheit die Inter-Gruppen-Komponente der Einkommensungleichverteilung um ein Vielfaches, und zwar in deutlich zunehmendem Maß. Eine zielgerichtete Sozial- und Verteilungspolitik sollte also nicht an traditionellen Kategorien bzw. Schichtmerkmalen - z.B. Arbeiterschicht versus Unternehmerschicht - anknüpfen, sondern die komplexen Einflußfaktoren, die die materielle Situation von Haushalten determinieren, und damit die Heterogenität von eindimensional abgegrenzten Gruppen berücksichtigen. Darüber hinaus hat die Untersuchung auf der Basis der EVS-Datenbank gezeigt, daß sich hinter einer insgesamt recht stabilen Einkommensverteilung vielfältige, sich kompensierende Einzelentwicklungen verbergen, die in der Sozial- und Familienpolitik beachtet werden sollten.

**Tabelle 1: Ausgewählte Indikatoren der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung in der Bundesrepublik Deutschland (West), 1962 - 1988**

Jahr	Bevölkerung 1 000	darunter: Ausländer 1 000	Durchschn. Haushaltsgröße	Erwerbsbeteiligung (einschl. der Selbständigen) <sup>1</sup> (in %)		
				Selbständige	Arbeitnehmer	gesamt
1962	56 837		2.73	10.07	37.13	47.20
1963	57 389		2.73	9.55	37.35	46.90
1964	57 971		2.70	9.09	37.31	46.40
1965	58 619		2.70	8.75	37.35	46.10
1966	59 148		2.69	8.51	37.09	45.60
1967	59 286	1 807	2.69	8.26	36.24	44.50
1968	59 500	1 924	2.67	8.04	36.16	44.20
1969	60 067	2 381	2.66	7.66	36.54	44.20
1970	60 651	2 977	2.67	7.29	36.91	44.20
1971	61 280	3 439	2.66	6.80	37.20	44.00
1972	61 697	3 527	2.66	6.56	37.44	44.00
1973	61 987	3 966	2.64	6.39	37.91	44.30
1974	62 071	4 127	2.60	6.14	38.06	44.20
1975	61 847	4 090	2.57	5.93	38.07	44.00
1976	61 574	3 948	2.54	5.59	38.31	43.90
1977	61 419	3 948	2.52	5.37	38.63	44.00
1978	61 350	3 981	2.50	5.34	39.06	44.40
1979	61 382	4 144	2.48	5.22	39.68	44.90
1980	61 538	4 453	2.46	5.14	40.26	45.40
1981	61 663	4 630	2.44	5.08	40.82	45.90
1982	61 596	4 667	2.41	4.97	41.33	46.30
1983	61 383	4 535	2.37	5.00	41.60	46.60
1984	61 126	4 364	2.34	4.93	41.87	46.80
1985	60 975	4 379	2.32	5.02	42.38	47.40
1986	61 010	4 513	2.30	5.00	42.80	47.80
1987	61 077	4 241	2.28	4.92	43.18	48.10
1988	61 450	4 489	2.26	4.90	43.30	48.20

Quellen: Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (1991 bzw. 1994), jeweils Tabelle 2.1. Statistisches Bundesamt IIB (1994c), S. 14. Sachverständigenrat (1992), S. 296. Statistisches Bundesamt (1967, 68, 69, 70, 71, 73a), Statistische Jahrbücher 1967 (S. 39), 1968 (S. 43), 1969 (S. 39), 1970 (S. 39), 1971 (S. 39), 1973 (S. 50).

<sup>1</sup> Beschäftigte Arbeitnehmer, Arbeitslose und selbständig Erwerbstätige in % der Bevölkerung.

**Tabelle 1 (Fortsetzung)**

Jahr	Veränderung des realen Volkseinkommens je Einwohner in % (Preise von 1985)	Preisänderungsrate <sup>2</sup> (in %)	Arbeitslosenquote <sup>3</sup>	Langzeitarbeitslose <sup>4</sup> (in % aller Arbeitslosen)	Teilzeitquoten <sup>5</sup>
1962	4.12	2.7	0.7		
1963	1.40	3.1	0.9		
1964	6.32	2.3	0.8		
1965	4.76	3.4	0.7		
1966	1.44	3.5	0.7		
1967	-1.45	1.5	2.1		
1968	8.07	1.3	1.5		
1969	7.46	2.1	0.8		
1970	9.92	3.2	0.7		9.3
1971	4.10	5.1	0.8		
1972	3.43	5.4	1.1		
1973	4.40	6.7	1.2		
1974	-0.07	6.8	2.5		
1975	-1.57	6.0	4.6		12.1
1976	5.45	4.5	4.5		
1977	3.08	3.4	4.3	14.3	
1978	5.29	2.6	4.1	14.7	
1979	3.61	3.8	3.6	15.6	
1980	-0.42	5.2	3.6	12.9	11.9
1981	-2.88	6.4	5.1	13.0	12.5
1982	-2.12	5.2	7.2	17.9	12.5
1983	2.21	3.3	8.8	24.9	13.9
1984	3.45	2.3	8.8	28.8	13.3
1985	2.59	2.0	8.9	31.0	13.2
1986	6.59	-0.2	8.5	31.9	13.4
1987	3.38	0.1	8.5	31.8	13.3
1988	3.74	1.1	8.4	32.6	13.8

Quellen: Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (1991 bzw. 1994), Tabellen 1.8, 2.10 und 6.11; bzw. Tabellen 6.11 und 2.5A. Bundesanstalt für Arbeit (1992 bzw. 1993), Band 40 (1992), S. 84 und Band 41 (1993), S. 85.

<sup>2</sup> Preisindex für die Lebenshaltung eines 4-Personen-Arbeitnehmerhaushalts mit mittlerem Einkommen.

<sup>3</sup> Arbeitslose in % aller Arbeitnehmer (einschl. der Arbeitslosen).

<sup>4</sup> Dauer der Arbeitslosigkeit (ohne Unterbrechnung): 12 Monate und mehr.

<sup>5</sup> Anteil der Teilzeitbeschäftigten an Arbeitnehmern insgesamt.

**Tabelle 2: Zahl der privaten Haushalte in den Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1962/63 bis 1988**

	EVS-Originalstichprobe <sup>1</sup>		EVS-Datenbank <sup>2</sup>	
	Fallzahl	Hochgerechnete Zahl	Fallzahl	Hochgerechnete Zahl
	1	2	3	4
<b>1962/63</b>	33 285	19 659 600	wie Spalte 1	wie Spalte 2
<b>1969</b>	47 368	20 540 000	wie Spalte 1	wie Spalte 2
<b>1973</b>	48 841	21 155 000	46 770 <sup>3</sup> (95.8)	20 273 948 (95.8)
<b>1978</b>	47 899	22 050 000	46 0543 <sup>3</sup> (96.1)	21 224 608 (96.3)
<b>1983</b>	44 507	23 469 000	42 743 <sup>3</sup> (96.0)	22 544 485 (96.1)
<b>1988</b>	45 085	24 677 000	43 730 <sup>3</sup> (97.0)	23 945 571 (97.0)

<sup>1</sup> Quellen: Statistisches Bundesamt (1967)(bzw. 1973b).

Statistisches Bundesamt (1977)(bzw. 1982b, 1987, 1994a).

<sup>2</sup> Werte in Klammern: in % der Zahl aus der Originalstichprobe.

<sup>3</sup> 98%-Unterstichprobe der Haushalte mit bis zu 6 Personen und einem monatlichen Haushaltsnettoeinkommen unter 15 000 DM (1973) bzw. 20 000 DM (1978) bzw. 25 000 DM (1983, 1988).

**Tabelle 3: Gegenüberstellung von hochgerechneten EVS-Ergebnissen mit Ergebnissen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) bzw. Sozialberichterstattung (SB)**

	Anzahl der Personen (ohne Ausländer)			Bruttoeinkommen aus						Renten der Gesetzlichen Unfallversicherung, Gesetzlichen Rentenversicherung und öffentliche Pensionen		
				unselbständiger Arbeit			Unternehmertätigkeit und Vermögen <sup>1</sup>					
	VGR	EVS	ÜQU <sup>3</sup>	VGR	EVS <sup>2</sup>	ÜQU <sup>3</sup>	VGR	EVS <sup>2</sup>	ÜQU <sup>3</sup>	SB	EVS <sup>2</sup>	ÜQU <sup>3</sup>
	(in Mio.)		(in %)	(in Mrd. DM)		(in %)	(in Mrd. DM)		(in %)	(in Mrd. DM)		(in %)
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1962/63	57.389 <sup>4</sup>	57.037	99.4	166.9 <sup>5</sup>	133.6	80.0	82.5 <sup>6</sup>	65.4	79.3	29.1		
											(29.5)	(101.4)
1969	57.686 <sup>4</sup>	55.826	96.8	261.1 <sup>5</sup>	226.5	86.7	131.0 <sup>7</sup>	91.8	70.1	57.2 <sup>10</sup>		
											(55.7)	(97.4)
1973	56.817 <sup>8</sup>	52.939	93.2	423.6 <sup>9</sup>	379.8	89.7	175.0 <sup>9</sup>	134.9	77.1	85.9 <sup>10</sup>		
					(362.0)	(85.5)		(126.8)	(72.5)		(82.6)	(96.2)
1978	56.189 <sup>8</sup>	52.155	92.8	596.9 <sup>9</sup>	518.0	86.8	228.6 <sup>9</sup>	177.7	77.7	143.3 <sup>10</sup>		
					(496.8)	(83.2)		(171.7)	(75.1)		(135.0)	(94.2)
1983	55.722 <sup>8</sup>	52.648	94.5	770.4 <sup>9</sup>	682.8	88.6	267.0 <sup>9</sup>	221.1	82.8	181.3 <sup>10</sup>		
					(653.7)	(84.9)		(209.7)	(78.5)		(166.4)	(91.8)
1988	55.955 <sup>8</sup>	53.229	95.1	942.0 <sup>9</sup>	762.4	80.9	401.4 <sup>9</sup>	262.9	65.5	220.8 <sup>10</sup>		
					(736.5)	(78.2)		(252.1)	(62.8)		(208.3)	(94.3)

<sup>1</sup> Die VGR-Werte ergeben sich einschl. der nichtentnommenen Gewinne der Unternehmen ohne eigene Rechtspersönlichkeit und nach Abzug der Zinsen auf Konsumentenschulden.

<sup>2</sup> Jeweils 1. Zeile: Ergebnisse der Originalstichprobe; vgl. Statistisches Bundesamt (1967, 1973b, 1977, 1982b, 1987, 1994a), eigene Berechnungen.

Jeweils 2. Zeile: Ergebnisse der EVS-Datenbank, sofern Abweichungen gegenüber Zeile 1; Abweichungen ergeben sich für die Stichproben ab 1973, da die Datenbank für diese Datensätze nur Teilstichproben umfaßt (98%-Unterstichproben der Haushalte mit bis zu 6 Personen mit teilweise gerundeten Werten).

<sup>3</sup> ÜQU = Übereinstimmungsquote = EVS-Wert in % des VGR- bzw. SB-Wertes.

<sup>4</sup> Einschl. der Anstaltsbevölkerung, 1963: einschl. Ausländer. Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (1989), Tabelle 2.1.

<sup>5</sup> Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (1989), Tabelle 1.13.

<sup>6</sup> Statistisches Bundesamt (1966), S. 551, Tabelle 8.

<sup>7</sup> Statistisches Bundesamt (1976), S. 522, Tabelle 26.8.

<sup>8</sup> Ausschl. der Anstaltsbevölkerung; Stat. Bundesamt IIIB (1994c), S. 11, 14 i.V.m. Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (1989, 1994), jeweils Tab. 2.1.

<sup>9</sup> Statistisches Bundesamt IIIB (1994d), S. 5, 8, 14 i.V.m. Statistisches Bundesamt IIIB (1994c), S. 11.

<sup>10</sup> Statistisches Bundesamt (1964, 1965, 1966, 1974, 1975, 1982a, 1985, 1991), S. 416, 417 (1964), S. 428, 433 (1965), S. 425, 428, 429, 430 (1966), S. 383, 385, 386, 387 (1974), S. 384, 386 (1975), S. 396, 399 (1982a), S. 404, 407 (1985), S. 464, 468 (1991). Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (1967, 1970, 1976, 1980, 1986, 1990), S. 78 (1967), S. 210 (1970), S. 148 (1976), S. 114 (1980), S. 11 (1986), S. 169 (1990).



**Tabelle 4: Gegenüberstellung von durchschnittlichen Einkommensbeträgen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) und der EVS**

	Durchschnittliches verfügbares <sup>1</sup> (VGR) bzw. Nettoeinkommen (EVS)					
	DM p.a. je Haushalt			DM p.a. je Verbrauchereinheit <sup>2</sup>		
	VGR	EVS	Differenz <sup>3</sup>	VGR <sup>4</sup>	EVS <sup>4</sup>	Differenz <sup>3</sup>
	<b>1973</b>					
Alle Haushalte (HH)	24 000	23 700	- 300 (- 1.3)	11 800	11 800	0
Selbständigen-HH	59 200	46 500	- 12 700 (- 21.5)	24 500 [207.6]	19 500 [165.3]	- 5 000 (- 20.4)
Landwirte-HH	34 000	27 400	- 6 600 (- 19.4)	10 400 [88.1]	9 600 [81.4]	- 800 (- 7.7)
Beamten-HH	31 300	31 500	+ 200 (+ 0.6)	13 400 [113.6]	13 200 [111.9]	- 200 (- 1.5)
Angestellten-HH	27 100	28 900	+ 1 800 (+ 6.6)	12 700 [107.6]	13 100 [111.0]	+ 400 (+ 3.1)
Arbeiter-HH	22 000	23 300	+ 1 300 (+ 5.9)	9 300 [78.8]	9 800 [83.1]	+ 500 (+ 5.4)
Nichterwerbstätigen-HH	15 700	15 400	- 300 (- 1.9)	10 500 [89.0]	10 500 [89.0]	0
	<b>1978</b>					
Alle HH	32 700	32 200	- 500 (- 1.5)	16 700	16 300	- 400 (- 2.4)
Selbständigen-HH	79 000	66 700	- 12 300 (- 15.6)	33 100 [198.2]	27 500 [168.7]	- 5 600 (- 16.9)
Landwirte-HH	43 300	38 600	- 4 700 (- 10.9)	13 600 [81.4]	14 000 [85.9]	+ 400 (+ 2.9)
Beamten-HH	43 600	43 800	+ 200 (+ 0.5)	19 200 [115.0]	18 300 [112.3]	- 900 (- 4.7)
Angestellten-HH	37 100	39 500	+ 2 400 (+ 6.5)	17 900 [107.2]	18 000 [110.4]	+ 100 (+ 0.6)
Arbeiter-HH	31 300	32 500	+ 1 200 (+ 3.8)	13 400 [80.2]	13 500 [82.8]	+ 100 (+ 0.7)
Nichterwerbstätigen-HH	22 500	21 600	- 900 (- 4.0)	15 100 [90.4]	14 800 [90.8]	- 300 (- 2.0)

**Tabelle 4 (Fortsetzung)**

<sup>1</sup> Einschl. nichtentnommener Gewinne der Unternehmen ohne eigene Rechtspersönlichkeit.

<sup>2</sup> Äquivalenzskala auf der Basis folgender Skalenwerte: 1.0 für den Haushaltsvorstand, 0.7 für weitere Haushaltsmitglieder ab 15 Jahren, 0.5 für weitere Haushaltsmitglieder bis zum Alter von 14 Jahren (einschl.).

<sup>3</sup> VGR-Wert abzüglich EVS-Wert; jeweils 2. Zeile: Differenz in % des VGR-Wertes.

<sup>4</sup> Jeweils 2. Zeile: gruppenspezifische, relative Wohlstandsposition (in % des durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens bzw. „Einkommens je Verbrauchereinheit“ aller Haushalte).

	<b>Durchschnittliches verfügbares<sup>1</sup> (VGR) bzw. Nettoeinkommen (EVS)</b>					
	DM p.a. je Haushalt			DM p.a. je Verbrauchereinheit <sup>2</sup>		
	VGR	EVS	Differenz <sup>3</sup>	VGR <sup>4</sup>	EVS <sup>4</sup>	Differenz <sup>3</sup>
	<b>1983</b>					
Alle HH	39 300	39 000	- 300 (- 0.8)	20 800	20 900	+ 100 (+ 0.5)
Selbständigen-HH	85 500	73 200	- 12 300 (- 14.4)	37 400 [179.8]	32 300 [154.5]	- 5 100 (- 13.6)
Landwirte-HH	39 800	50 600	+ 10 800 (+ 27.1)	12 800 [61.5]	17 700 [84.7]	+ 4 900 (+ 38.3)
Beamten-HH	52 500	52 200	- 300 (- 0.6)	24 000 [115.4]	23 600 [112.9]	- 400 (- 1.7)
Angestellten-HH	46 100	49 300	+ 3 200 (+ 6.9)	23 000 [110.6]	24 200 [115.8]	+ 1 200 (+ 5.2)
Arbeiter-HH	38 600	40 100	+ 1 500 (+ 3.9)	17 100 [82.2]	17 700 [84.7]	+ 600 (+ 3.5)
Nichterwerbstätigen-HH	27 900	25 900	- 2 000 (- 7.2)	18 700 [89.9]	17 900 [85.6]	- 800 (- 4.3)
	<b>1988</b>					
Alle HH	47 600	43 100	- 4 500 (- 9.5)	26 200	24 000	- 2 200 (- 8.4)
Selbständigen-HH	135 500	83 100	- 52 400 (- 38.7)	62 500 [238.5]	37 800 [157.5]	- 24 700 (- 39.5)
Landwirte-HH	55 600	61 500	+ 5 900 (+ 10.6)	18 900 [72.1]	22 600 [94.2]	+ 3 700 (+ 19.6)
Beamten-HH	61 200	59 000	- 2 200 (- 3.6)	28 900 [110.3]	27 400 [114.2]	- 1 500 (- 5.2)
Angestellten-HH	53 400	53 900	+ 500 (+ 0.9)	27 900 [106.5]	27 800 [115.8]	- 100 (- 0.4)
Arbeiter-HH	44 600	43 300	- 1 300 (- 2.9)	20 900 [79.8]	20 400 [85.0]	- 500 (- 2.4)
Nichterwerbstätigen-HH	32 100	29 900	- 2 200 (- 6.9)	21 700 [82.8]	20 300 [84.6]	- 1 400 (- 6.5)

Quellen: Statistisches Bundesamt IIB (1994c), S. 2, 8; EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

<sup>1</sup> Einschl. nichtentnommener Gewinne der Unternehmen ohne eigene Rechtspersönlichkeit.

<sup>2</sup> Äquivalenzskala auf der Basis folgender Skalenwerte: 1.0 für den Haushaltsvorstand, 0.7 für weitere Haushaltsmitglieder ab 15 Jahren, 0.5 für weitere Haushaltsmitglieder bis zum Alter von 14 Jahren (einschl.).

<sup>3</sup> VGR-Wert abzüglich EVS-Wert; jeweils 2. Zeile: Differenz in % des VGR-Wertes.

<sup>4</sup> Jeweils 2. Zeile: gruppenspezifische, relative Wohlstandsposition (in % des durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens bzw. „Einkommens je Verbrauchereinheit“ aller Haushalte).

**Tabelle 5 : Die Entwicklung ausgewählter Ungleichheitsmaße der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen<sup>1</sup> in der Bundesrepublik Deutschland, 1962 bis 1988**

<b>Ungleichheitsmaß</b>	<b>1962</b>	<b>1969</b>	<b>1973</b>	<b>1978</b>	<b>1983</b>	<b>1988</b>
Gini-Koeffizient	0.2851	0.2613	0.2537	0.2500	0.2585	0.2551
Atkinson-Index						
$\varepsilon = 0.5$	0.0693	0.0563	0.0526	0.0515	0.0552	0.0534
$\varepsilon = 2.0$	0.2306	0.1922	0.1765	0.1739	0.2055	0.2003
Theil-Index <sup>2</sup>	0.1352	0.1110	0.1038	0.1014	0.1115	0.1080
Variationskoeffizient	0.6899	0.5650	0.5361	0.5355	0.5440	0.5231
Quintilsanteile in %						
1. Quintil	9.58	10.21	10.36	10.44	9.87	9.92
2. Quintil	13.54	13.97	14.12	14.22	14.12	14.31
3. Quintil	16.86	17.29	17.53	17.62	17.78	17.81
4. Quintil	21.62	22.00	22.12	22.19	22.40	22.36
5. Quintil	38.40	36.53	35.87	35.53	35.84	35.60

<sup>1</sup> Die Maßzahlen beziehen sich auf die Verteilung von Personen nach dem Äquivalenzeinkommen; die Äquivalenzskala wurde aus den Regelsatzproportionen des Bundessozialhilfegesetzes abgeleitet. Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

<sup>2</sup> Logarithmierung der inversen relativen Einkommenspositionen; Variante „bottom-sensitive“.

**Tabelle 6 : Verteilung von Personen nach relativen Wohlstandspositionsklassen<sup>1</sup> in der Bundesrepublik Deutschland, 1962 - 1988**  
(in % aller Personen)

Wohlstandsposition von ... bis...	1962		1969		1973		1978		1983		1988	
		kumuliert		kumuliert		kumuliert		kumuliert		kumuliert		kumuliert
- 0.5	10.2		7.6		7.1		6.8		8.5		8.8	
0.5 - 0.75	29.3	39.5	29.0	36.6	28.3	35.5	28.1	34.9	26.6	35.1	25.1	33.9
0.75 - 1.0	25.2	64.7	26.5	63.1	26.9	62.4	27.0	61.9	25.9	61.0	27.1	61.0
1.0 - 1.25	14.9	79.6	16.0	79.1	16.4	78.8	17.0	79.0	17.2	78.2	17.4	78.4
1.25 - 1.5	8.1	87.7	8.7	87.8	9.2	88.0	9.3	88.3	9.7	87.9	9.7	88.1
1.5 - 1.75	4.6	92.3	4.8	92.6	5.0	92.9	5.0	93.3	5.0	92.9	4.8	92.9
1.75 - 2.0	2.5	94.8	2.7	95.3	2.7	95.6	2.7	95.9	2.7	95.7	2.7	95.6
2.0 - 3.0	3.6	98.4	3.5	98.8	3.4	99.0	3.1	99.1	3.5	99.1	3.6	99.2
3.0 und mehr	1.6	100.0	1.2	100.0	1.0	100.0	0.9	100.0	0.9	100.0	0.8	100.0

Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

<sup>1</sup>Die relative Wohlstandsposition ist definiert als individuelles Äquivalenzeinkommen im Verhältnis zum durchschnittlichen Äquivalenzeinkommen; die Äquivalenzskala wurde aus den Regelsatzproportionen des Bundessozialhilfegesetzes abgeleitet.

**Tabelle 7: Standardfehler und Konfidenzintervalle für Verteilungsindikatoren des Nettoäquivalenzeinkommens<sup>1</sup> 1962 bis 1988**

VI <sup>2</sup>	Ergebnis aus Gesamtdatensatz	Mittelwert aus 10 Zufallsstichproben (VID <sub>VI</sub> ) <sup>3</sup>	Standardfehler <sup>4</sup>		Konfidenzintervall <sup>5</sup>
			S <sub>VI</sub>	relativ (%)	
MEAN 62	4 289	4 256	21	0.5	4 214; 4 298
GINI 62	0.28506	0.28418	0.00169	0.6	0.28080; 0.28756
THEIL 62	0.13524	0.13447	0.00161	1.2	0.13125; 0.13769
COEFVAR 62	0.68993	0.67692	0.01232	1.8	0.65228; 0.70156
ARMQU 62	0.102	0.105	0.00199	1.9	0.101; 0.108
MEAN 69	7 035	7 075	15	0.2	7 045; 7 105
GINI 69	0.26126	0.26142	0.00114	0.4	0.25914; 0.26370
THEIL 69	0.11095	0.11115	0.00105	0.9	0.10905; 0.11325
COEFVAR 69	0.56502	0.57309	0.00601	1.0	0.56107; 0.58511
ARMQU 69	0.076	0.075	0.00161	2.1	0.072; 0.078
MEAN 73	10 828	10 871	41	0.4	10 789; 10 953
GINI 73	0.25369	0.25493	0.00116	0.5	0.25261; 0.25725
THEIL 73	0.10383	0.10493	0.00108	1.0	0.10277; 0.10709
COEFVAR 73	0.53612	0.54171	0.00628	1.2	0.52915; 0.55427
ARMQU 73	0.071	0.072	0.00186	2.6	0.068; 0.076
MEAN 78	15 299	15 254	43	0.3	15 168; 15 300
GINI 78	0.24998	0.24843	0.00073	0.3	0.24697; 0.24989
THEIL 78	0.10140	0.09989	0.00067	0.7	0.09855; 0.10123
COEFVAR 78	0.53546	0.51875	0.00454	0.9	0.50971; 0.52783
ARMQU 78	0.068	0.069	0.00113	1.6	0.067; 0.071
MEAN 83	19 299	19 354	43	0.2	19 268; 19 440
GINI 83	0.25850	0.25737	0.00110	0.4	0.25517; 0.25957
THEIL 83	0.11152	0.11055	0.00114	1.0	0.10827; 0.11283
COEFVAR 83	0.54397	0.53884	0.00766	1.4	0.52352; 0.55416
ARMQU 83	0.085	0.083	0.00164	2.0	0.080; 0.086
MEAN 88	22 318	22 277	90	0.4	22 097; 22 457
GINI 88	0.25507	0.25827	0.00116	0.4	0.25595; 0.26059
THEIL 88	0.10802	0.11122	0.00120	1.1	0.10882; 0.11362
COEFVAR 88	0.52307	0.53375	0.00400	0.7	0.52575; 0.54175
ARMQU 88	0.088	0.089	0.00181	2.0	0.085; 0.093

Quelle: EVS-Datenbank; eigene Auswertungen.

<sup>1</sup> Die Äquivalenzskala wurde aus den Regelsatzproportionen des Bundessozialhilfegesetzes abgeleitet.

<sup>2</sup> VI = Verteilungsindikator;  
 MEAN = durchschnittliches Nettoäquivalenzeinkommen pro Person;  
 GINI = Gini-Koeffizient der personellen Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen  
 THEIL = Theil-Index der personellen Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen; Logarithmierung der inversen relativen Einkommenspositionen; Variante „bottom-sensitive“.  
 COEFVAR = Variationskoeffizient der personellen Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen;  
 ARMQU = Armutsquote; Bevölkerungsanteil der Personen mit einem Nettoäquivalenzeinkommen unterhalb von 50% des Gesamtdurchschnitts.

<sup>3</sup>  $VID_{VI} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n VI_i$  mit  $n = 10$

<sup>4</sup>  $S_{VI} = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (VI_i - VID_{VI})^2}}{\sqrt{n-1}}$  mit  $n = 10$

<sup>5</sup> Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von  $\alpha \approx 0.05$  ergibt sich folgendes Konfidenzintervall:  $VID_{VI} - (2 \cdot S_{VI})$ ;  $VID_{VI} + (2 \cdot S_{VI})$ . Vgl. Krug, W., M. Nourney, J. Schmidt (1994), S. 44.

Abbildung: Konfidenzintervalle<sup>1</sup> für Verteilungsindikatoren des Nettoäquivalenzeinkommens<sup>2</sup> 1962-1988

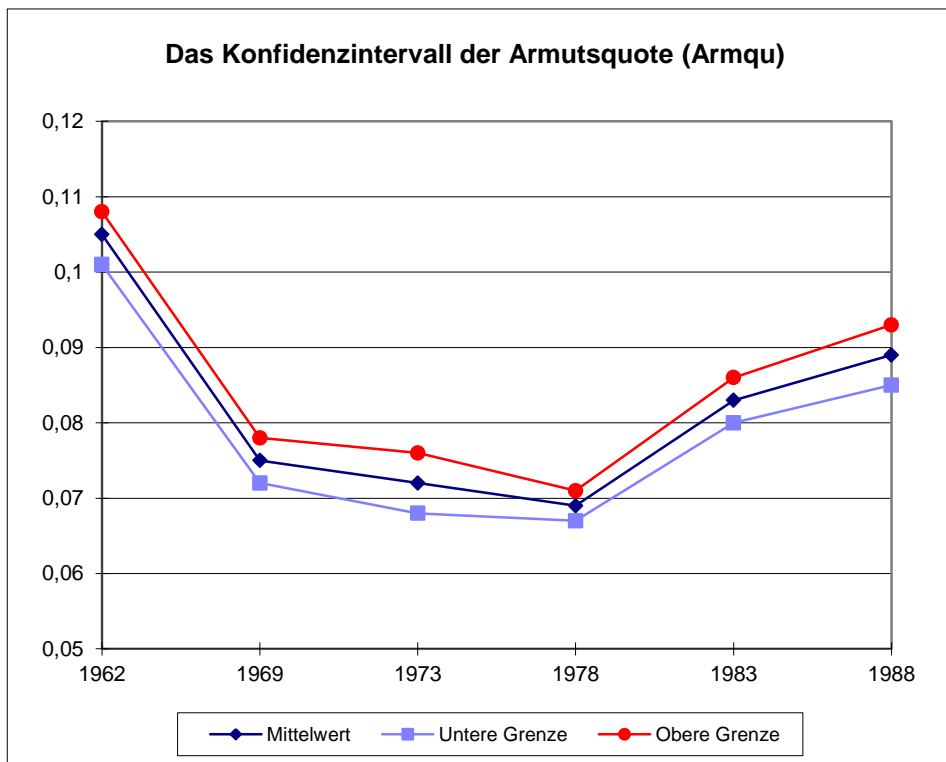
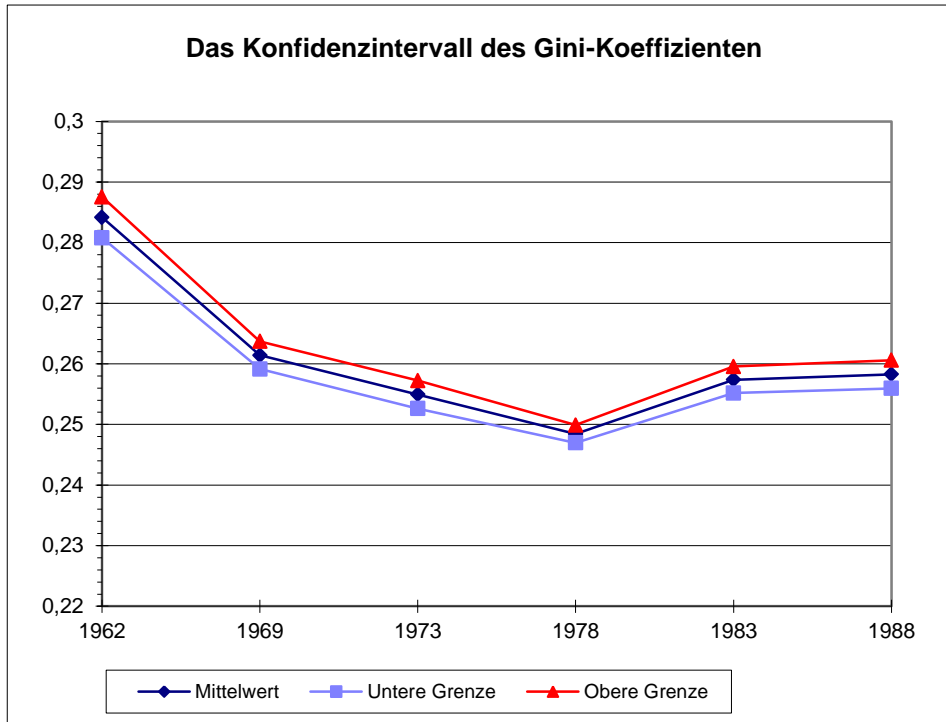
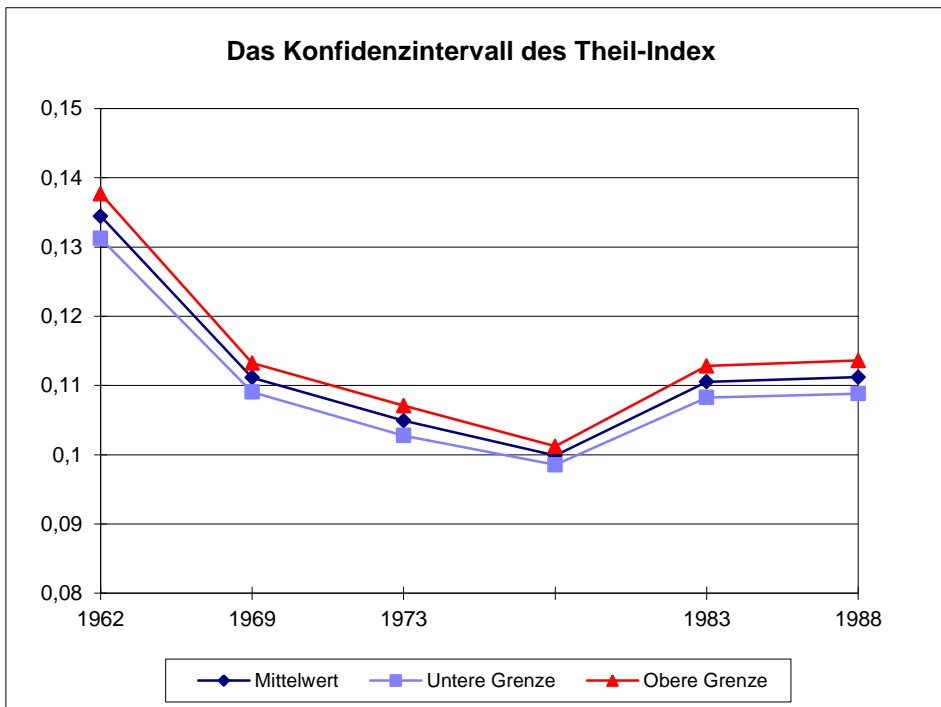
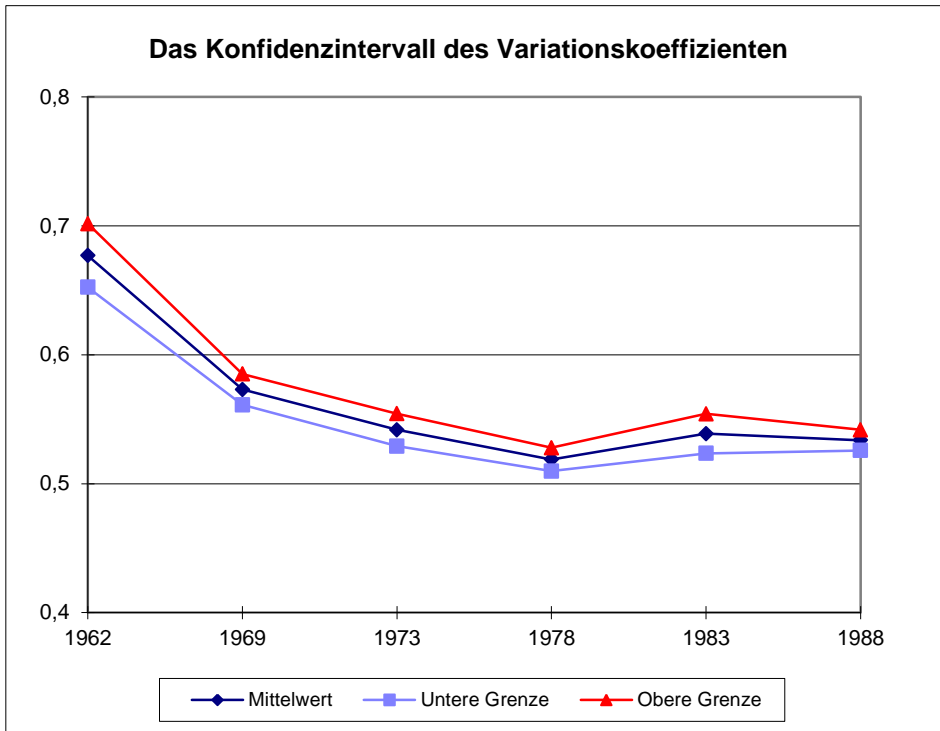


Abbildung (Fortsetzung)



- 1 Die Äquivalenzskala wurde aus den Regelsatzproportionen des Bundessozialhilfegesetzes abgeleitet.
- 2 Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von  $\alpha \approx 0.05$  ergibt sich folgendes Konfidenzintervall:  $VID_{VI} - (2 \cdot S_{VI})$  bis  $VID_{VI} + (2 \cdot S_{VI})$ . Vgl. Krug, W., M. Nourney, J. Schmidt (1994), S. 44.

**Tabelle 8 : Ausgewählte Ungleichheitsmaße der Verteilung der Netto-  
äquivalenzeinkommen auf der Basis einer alternativen  
Äquivalenzskala (neuere OECD-Skala)<sup>1</sup>, Bundesrepublik  
Deutschland, 1962 bis 1988**

Ungleichheitsmaß	1962	1969	1973	1978	1983	1988
Gini-Koeffizient	0.2844	0.2517	0.2417	0.2418	0.2503	0.2499
Atkinson-Index						
$\epsilon = 0.5$	0.0697	0.0529	0.0485	0.0487	0.0522	0.0513
$\epsilon = 2.0$	0.2371	0.1838	0.1666	0.1683	0.2045	0.1995
Theil-Index <sup>2</sup>	0.1364	0.1042	0.0959	0.0962	0.1065	0.1046
Variationskoeffizient	0.6902	0.5450	0.5119	0.5181	0.5158	0.5035
Armutsquote <sup>3</sup>	0.101	0.064	0.063	0.064	0.087	0.089

Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

<sup>1</sup> Die Maßzahlen beziehen sich auf die Verteilung von Personen nach dem Äquivalenzeinkommen. Im Gegensatz zu den anderen Tabellen wurden hier folgende Skalengewichte zugrunde gelegt: 1.0 für den Haushaltsvorstand, 0.5 für weitere Haushaltsmitglieder ab 15 Jahren, 0.3 für Kinder und Jugendliche bis zum Alter von 14 Jahren (neuere OECD-Skala).

<sup>2</sup> Logarithmierung der inversen relativen Einkommenspositionen; Variante „bottom sensitive“.

<sup>3</sup> Bevölkerungsanteil der Personen mit einem Nettoäquivalenzeinkommen bis zur Hälfte des durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommens (Wohlstandsposition  $\leq 0.5$ ).



**Tabelle 9: Die Entwicklung ausgewählter Ungleichheitsmaße für verschiedene Einkommenskonzepte<sup>1</sup>, Bundesrepublik Deutschland (West), 1962 - 1988.**

Auswertungskonzept	1962	1969	1973	1978	1983	1988
<b>Gini-Koeffizient</b>						
Faktoreinkommen						
- YUST			0.30146	0.30394	0.31086	0.31422
- YFHH	0.47442	0.47674	0.47456	0.51905	0.52402	0.53885
- YFEQU	0.42173	0.39430	0.39135	0.42954	0.43435	0.45307
Bruttoeinkommen						
- YBHH	0.34136	0.33801	0.33455	0.35016	0.36155	0.35807
- YBEQU	0.30878	0.27694	0.27529	0.27940	0.28698	0.28559
Nettoeinkommen						
- YNHH	0.32343	0.32204	0.30858	0.31263	0.32976	0.32934
- YNEQU	0.28506	0.26126	0.25369	0.24998	0.25850	0.25507
<b>Variationskoeffizient</b>						
Faktoreinkommen						
- YUST			0.56371	0.57281	0.59636	0.60195
- YFHH	1.10729	0.95885	0.94548	1.04479	1.01844	1.04325
- YFEQU	1.02992	0.82123	0.80543	0.88279	0.86923	0.88606
Bruttoeinkommen						
- YBHH	0.85295	0.71209	0.69707	0.73444	0.72196	0.70990
- YBEQU	0.81421	0.62041	0.60833	0.62506	0.61877	0.59758
Nettoeinkommen						
- YNHH	0.73800	0.66004	0.62031	0.63374	0.64708	0.64333
- YNEQU	0.68993	0.56502	0.53612	0.53546	0.54397	0.52307
<b>Theilsches Entropie-Maß<sup>2</sup></b>						
Faktoreinkommen						
- YUST			0.18262	0.18930	0.19111	0.19310
- YFHH	1.63411	0.94978	1.14642	1.38627	1.37699	1.50717
- YFEQU	0.90761	0.50733	0.60656	0.76254	0.79941	0.93756
Bruttoeinkommen						
- YBHH	0.21696	0.20682	0.20657	0.22152	0.23987	0.22638
- YBEQU	0.16001	0.12572	0.12384	0.12751	0.13824	0.13649
Nettoeinkommen						
- YNHH	0.18966	0.18197	0.16772	0.17055	0.19336	0.18610
- YNEQU	0.13524	0.11095	0.10383	0.10140	0.11152	0.10802

Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

<sup>1</sup> YUST : Verteilung der Einkommen aus unselbständiger Tätigkeit oberhalb der Geringfügigkeitsgrenze i.S.d. Sozialversicherung auf Arbeitnehmer (ausschl. der „Nullfälle“).

YFHH : Verteilung der Faktoreinkommen auf Haushalte (einschl. der „Nullfälle“).

YFEQU : Verteilung der Faktoräquivalenzeinkommen auf Personen (einschl. der „Nullfälle“).

YBHH : Verteilung der Haushaltsbruttoeinkommen

YBEQU : Verteilung der Bruttoäquivalenzeinkommen

YNHH : Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen

YNEQU : Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen

<sup>2</sup> Logarithmierung der inversen relativen Einkommenspositionen; Variante „bottom-sensitive“

**Tabelle 9A: Aufspaltung der Ungleichheit der Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit nach der sozialen Stellung, Bundesrepublik Deutschland 1973 - 1988<sup>1</sup>**

	1973	1978	1983	1988
<b>Gesamtdurchschnitt YUST</b>	20 814	28 800	36 131	40 897
<b>T</b> insgesamt	0.1615	0.1685	0.1704	0.1753
INTRA (in %)	95.9	96.1	96.7	97.4
INTER (in %)	4.1	3.9	3.3	2.6
<b>V</b> insgesamt	0.5374	0.5493	0.5666	0.5801
INTRA (in %)	94.2	94.3	93.4	93.9
INTER (in %)	5.8	5.7	6.6	6.1
<b>Anteil an der Gesamtgruppe (in %)</b>				
Arbeiter	43.9	41.0	37.0	36.1
Angestellter	46.2	48.3	51.3	52.0
Beamter	10.0	10.7	11.7	11.9
<b>Gruppenspezifischer Durchschnittswert von YUST<sup>2</sup></b>				
Arbeiter	18 624 (89.5)	25 312 (87.9)	31 412 (86.9)	35 946 (87.9)
Angestellter	21 543 (103.5)	30 214 (104.9)	38 228 (105.8)	43 091 (105.4)
Beamter	27 090 (130.2)	35 822 (124.4)	41 847 (115.8)	46 313 (113.2)
<b>Gruppenspezifischer Theil-Index (YUST)</b>				
Arbeiter	0.1225	0.1350	0.1241	0.1266
Angestellter	0.2011	0.2035	0.2114	0.2174
Beamter	0.0829	0.0773	0.0893	0.1003
<b>Gruppenspezifischer Variationskoeffizient (YUST)</b>				
Arbeiter	0.4164	0.4306	0.4117	0.4198
Angestellter	0.6167	0.6207	0.6424	0.6603
Beamter	0.3880	0.3863	0.4051	0.4187

Legende: T = Theil-Index; Logarithmierung der inversen relativen Einkommenspositionen; Variante „bottom sensitive“.  
V = Variationskoeffizient  
INTRA = Intra-Gruppen-Ungleichheit  
INTER = Inter-Gruppen-Ungleichheit

Quelle: Eigene Auswertungen der EVS-Datenbank.

<sup>1</sup> YUST = Bruttoeinkommen aus unselbständiger Tätigkeit (p.a.) oberhalb der Geringfügigkeitsgrenze der Sozialversicherung.

<sup>2</sup> in DM p.a.; Werte in Klammern: in % des Gesamtdurchschnitts.

**Tabelle 9B: Aufspaltung der Ungleichheit der Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit<sup>1</sup> für alle und für ganzjährig Beschäftigte nach der sozialen Stellung, Bundesrepublik Deutschland 1983 und 1988.**

	Insgesamt		Ganzjährig Beschäftigte	
	1983	1988	1983	1988
<b>T</b> insgesamt	0.1704	0.1753	0.1548	0.1582
INTRA (in %)	96.7	97.4	96.4	97.4
INTER (in %)	3.3	2.6	3.6	2.6
<b>V</b> insgesamt	0.5666	0.5801	0.5396	0.5517
INTRA (in %)	93.4	93.9	92.8	93.4
INTER (in %)	6.6	6.1	7.2	6.6
<b>Anteil an der Gesamtgruppe (in %)</b>				
Arbeiter	37.0	36.1	36.1	35.2
Angestellter	51.3	52.0	51.5	52.1
Beamter	11.7	11.9	12.3	12.7
<b>Gruppenspezifischer Theil-Index (YUST)</b>				
Arbeiter	0.1241	0.1266	0.1113	0.1102
Angestellter	0.2114	0.2174	0.1937	0.2002
Beamter	0.0893	0.1003	0.0755	0.0868
<b>Gruppenspezifischer Variationskoeffizient (YUST)</b>				
Arbeiter	0.4117	0.4198	0.3832	0.3848
Angestellter	0.6424	0.6603	0.6126	0.6317
Beamter	0.4051	0.4187	0.3816	0.3984

Legende: T = Theil-Index; Logarithmierung der inversen relativen Einkommenspositionen; Variante „bottom sensitive“.  
V = Variationskoeffizient  
INTRA = Intra-Gruppen-Ungleichheit  
INTER = Inter-Gruppen-Ungleichheit

Quelle: Eigene Auswertungen der EVS-Datenbank 1983 und 1988.

<sup>1</sup> YUST = Bruttoeinkommen aus unselbständiger Tätigkeit (p.a.) oberhalb der Geringfügigkeitsgrenze der Sozialversicherung.

**Tabelle 9C: Aufspaltung der Ungleichheit der Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit<sup>1</sup> nach dem Geschlecht, Bundesrepublik Deutschland 1973 - 1988**

	1973	1978	1983	1988
<b>Gesamtdurchschnitt YUST</b>	20 164	28 084	35 346	39 832
<b>T</b> insgesamt	0.1826	0.1893	0.1911	0.1931
INTRA (in %)	78.2	80.8	83.3	84.2
INTER (in %)	21.8	19.2	16.7	15.8
<b>V</b> insgesamt	0.5637	0.5728	0.5964	0.6020
INTRA (in %)	89.2	90.3	90.7	90.8
INTER (in %)	10.8	9.7	9.3	9.2
<b>Anteil an der Gesamtgruppe (in %)</b>				
Männer	64.5	63.3	62.0	61.4
Frauen	35.5	36.7	38.0	38.6
<b>Gruppenspezifischer Durchschnittswert von YUST<sup>2</sup></b>				
Männer	24 075 (119.4)	33 466 (119.2)	41 943 (118.7)	47 240 (118.6)
Frauen	13 069 (64.8)	18 796 (66.9)	24 577 (69.5)	28 066 (70.5)
<b>Gruppenspezifischer Theil-Index (YUST)</b>				
Männer	0.1268	0.1343	0.1479	0.1553
Frauen	0.1719	0.1852	0.1776	0.1740
<b>Gruppenspezifischer Variationskoeffizient (YUST)</b>				
Männer	0.4685	0.4840	0.5237	0.5332
Frauen	0.5659	0.5740	0.5684	0.5685

Legende: T = Theil-Index; Logarithmierung der inversen relativen Einkommenspositionen; Variante „bottom sensitive“.  
V = Variationskoeffizient  
INTRA = Intra-Gruppen-Ungleichheit  
INTER = Inter-Gruppen-Ungleichheit

Quelle: Eigene Auswertungen der EVS-Datenbank.

<sup>1</sup> YUST = Bruttoeinkommen aus unselbständiger Tätigkeit (p.a.) oberhalb der Geringfügigkeitsgrenze der Sozialversicherung.

<sup>2</sup> in DM p.a.; Werte in Klammern: in % des Gesamtdurchschnitts.

**Tabelle 9D: Aufspaltung der Ungleichheit der Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit<sup>1</sup> für alle und für ganzjährig Beschäftigte nach dem Geschlecht, Bundesrepublik Deutschland 1983 und 1988**

	Insgesamt		Ganzjährig Beschäftigte	
	1983	1988	1983	1988
<b>T</b> insgesamt	0.1911	0.1931	0.1603	0.1616
INTRA (in %)	83.3	84.2	81.4	82.4
INTER (in %)	16.7	15.8	18.6	17.6
<b>V</b> insgesamt	0.5964	0.6020	0.5511	0.5556
INTRA (in %)	90.7	90.8	90.2	90.3
INTER (in %)	9.3	9.2	9.8	9.7
<b>Anteil an der Gesamtgruppe (in %)</b>				
Männer	62.0	61.4	63.1	62.6
Frauen	38.0	38.6	36.9	37.4
<b>Gruppenspezifischer Theil-Index (YUST)</b>				
Männer	0.1479	0.1553	0.1155	0.1237
Frauen	0.1776	0.1740	0.1560	0.1492
<b>Gruppenspezifischer Variationskoeffizient (YUST)</b>				
Männer	0.5237	0.5332	0.4794	0.4894
Frauen	0.5684	0.5685	0.5272	0.5226

Legende: T = Theil-Index; Logarithmierung der inversen relativen Einkommenspositionen; Variante „bottom sensitive“.  
V = Variationskoeffizient  
INTRA = Intra-Gruppen-Ungleichheit  
INTER = Inter-Gruppen-Ungleichheit

Quelle: Eigene Auswertungen der EVS-Datenbank 1983 und 1988.

<sup>1</sup> YUST = Bruttoeinkommen aus unselbständiger Tätigkeit (p.a.) oberhalb der Geringfügigkeitsgrenze der Sozialversicherung.

**Tabelle 10 : Aufspaltung der Ungleichverteilung der Nettoäquivalenzeinkommen<sup>1</sup> nach der sozialen Stellung des Haushaltsvorstandes, Bundesrepublik Deutschland 1962 bis 1988.**

	1962	1969	1973	1978	1983	1988
YNAEQU - MW	4 289	7 035	10 828	15 299	19 299	22 318
<b>T</b> insgesamt	0.13524	0.11095	0.10383	0.10140	0.11152	0.10802
INTRA (in %)	78.3	78.7	79.1	80.4	84.3	83.8
INTER (in %)	21.7	21.3	20.9	19.6	15.7	16.2
<b>V</b> insgesamt	0.68993	0.56502	0.53612	0.53546	0.54397	0.52307
INTRA (in %)	74.7	79.7	81.3	81.3	85.2	86.7
INTER (in %)	25.3	20.3	18.7	18.7	14.8	13.3
<b>Gruppenspezifischer Bevölkerungsanteil (in %)</b>						
Selbständiger	11.3	9.2	8.2	7.3	7.4	6.8
Landwirt	8.9	5.8	3.5	2.9	2.5	2.0
Beamter	6.7	7.3	7.9	8.2	8.2	8.2
Angestellter	14.7	18.7	22.7	23.4	24.6	24.7
Arbeiter	37.3	37.1	34.1	30.1	27.5	24.7
Nichterwerbstätiger	21.0	22.0	23.6	28.1	29.8	33.6
<b>Gruppenspezifischer Durchschnittswert von YNAEQU (in % von YNAEQU - MW)</b>						
Selbständiger	159.69	160.37	163.26	166.49	152.11	154.93
Landwirt	83.66	89.23	79.64	84.18	82.24	91.52
Beamter	114.06	111.81	111.82	111.51	112.12	112.98
Angestellter	122.66	116.63	111.93	109.80	115.10	115.09
Arbeiter	80.81	80.90	81.92	81.82	83.58	84.19
Nichterwerbstätiger	88.48	91.93	91.78	92.31	87.95	86.74
<b>Gruppenspezifischer Theil-Index</b>						
Selbständiger	0.24214	0.17762	0.14303	0.15146	0.15605	0.14471
Landwirt	0.10234	0.07845	0.06473	0.07116	0.07374	0.08621
Beamter	0.07796	0.07115	0.07304	0.06955	0.06974	0.06230
Angestellter	0.09171	0.08700	0.08170	0.07757	0.08692	0.08617
Arbeiter	0.06248	0.05948	0.05931	0.05720	0.06032	0.05858
Nichterwerbstätiger	0.13063	0.10426	0.10012	0.09742	0.12379	0.11325
<b>Gruppenspezifischer Variationskoeffizient</b>						
Selbständiger	0.88559	0.66723	0.61726	0.65173	0.68212	0.60396
Landwirt	0.55301	0.43088	0.39171	0.41235	0.43569	0.46869
Beamter	0.45749	0.41464	0.41857	0.40598	0.40770	0.38273
Angestellter	0.50647	0.46493	0.44082	0.42698	0.45244	0.45550
Arbeiter	0.38447	0.36367	0.36084	0.35458	0.35999	0.36080
Nichterwerbstätiger	0.55901	0.50845	0.48811	0.48275	0.53207	0.50570

Legende: YNAEQU = Nettoäquivalenzeinkommen      V = Variationskoeffizient  
 MW = Mittelwert      INTRA = Intra-Gruppen-Ungleichheit  
 T = Theil-Index; Logarithmierung der inversen relativen Einkommenspositionen; Variante „bottom sensitive“      INTER = Inter-Gruppen-Ungleichheit

Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

<sup>1</sup> Die Maßzahlen beziehen sich auf die Verteilung von Personen nach dem Äquivalenzeinkommen; die Äquivalenzskala wurde aus den Regelsatzproportionen des Bundessozialhilfegesetzes abgeleitet.

**Tabelle 11: Aufspaltung der Ungleichverteilung der Nettoäquivalenzeinkommen<sup>1</sup> nach Haushaltstypen, Bundesrepublik Deutschland 1962 bis 1988**

	1962	1969	1973	1978	1983	1988
YNAEQU - MW	4 289	7 035	10 828	15 299	19 299	22 318
T insgesamt	0.13524	0.11095	0.10383	0.10140	0.11152	0.10802
INTRA (in %)	90.30	91.46	89.55	90.11	90.92	90.70
INTER (in %)	9.70	8.54	10.45	9.89	9.08	9.30
V insgesamt	0.68993	0.56502	0.53612	0.53546	0.54397	0.52307
INTRA (in %)	94.74	95.36	93.56	94.12	92.16	92.73
INTER (in %)	5.26	4.64	6.44	5.88	7.84	7.27
<b>Gruppenspezifischer Bevölkerungsanteil (in %)</b>						
Alleinstehende Frau	5.43	7.01	7.37	8.89	9.81	10.82
Alleinstehender Mann	1.55	1.63	1.96	2.52	3.76	4.54
Elternteil, 1 Kind	0.96	1.71	1.43	1.56	2.22	3.54
Elternteil, 2+ Kinder	1.02	1.45	0.75	1.64	1.86	2.29
Ehepaar, ohne Kind	16.82	18.75	20.50	21.98	21.85	22.77
Ehepaar, 1 Kind	18.22	19.75	20.25	20.23	20.09	19.58
Ehepaar, 2 Kinder	18.87	20.86	23.01	23.20	22.27	21.29
Ehepaar, 3+ Kinder	14.22	19.36	16.64	13.90	11.42	8.88
Sonstige	22.92	9.47	8.11	6.08	6.73	6.29
<b>Gruppenspezifischer Durchschnittswert von YNAEQU (in % von YNAEQU - MW)</b>						
Alleinstehende Frau	107.27	98.96	103.53	103.63	100.99	101.87
Alleinstehender Mann	154.95	126.84	130.76	134.73	126.01	124.07
Elternteil, 1 Kind	97.53	109.76	103.48	98.63	92.41	82.65
Elternteil, 2+ Kinder	68.15	86.46	91.91	76.27	64.37	60.17
Ehepaar, ohne Kind	121.10	118.51	119.65	116.07	117.89	115.91
Ehepaar, 1 Kind	105.46	108.83	107.05	104.88	103.08	102.33
Ehepaar, 2 Kinder	91.19	95.58	91.87	91.59	90.72	90.23
Ehepaar, 3+ Kinder	77.99	79.59	77.68	76.67	78.31	80.11
Sonstige	100.58	92.87	91.08	98.20	96.55	99.99
<b>Gruppenspezifischer Theil-Index T</b>						
Alleinstehende Frau	0.17499	0.12535	0.11100	0.10892	0.12164	0.10428
Alleinstehender Mann	0.16648	0.16541	0.15098	0.13986	0.20974	0.17732
Elternteil, 1 Kind	0.11443	0.09403	0.09548	0.09140	0.13002	0.11662
Elternteil, 2+ Kinder	0.13604	0.10491	0.10657	0.10825	0.11858	0.08664
Ehepaar, ohne Kind	0.15369	0.12073	0.12251	0.11114	0.11824	0.11247
Ehepaar, 1 Kind	0.09615	0.08708	0.07199	0.07658	0.08019	0.08266
Ehepaar, 2 Kinder	0.11007	0.09299	0.07874	0.08015	0.08226	0.07851
Ehepaar, 3+ Kinder	0.11127	0.09767	0.08455	0.07687	0.07859	0.08333
Sonstige	0.12039	0.09214	0.09615	0.09481	0.10751	0.10532
<b>Gruppenspezifischer Variationskoeffizient V</b>						
Alleinstehende Frau	0.69890	0.58813	0.51330	0.51813	0.53458	0.51010
Alleinstehender Mann	0.71538	0.69021	0.61343	0.59576	0.79255	0.65796
Elternteil, 1 Kind	0.47226	0.47689	0.46014	0.46136	0.67608	0.51650
Elternteil, 2+ Kinder	0.66024	0.48778	0.52052	0.56342	0.51665	0.45938
Ehepaar, ohne Kind	0.75828	0.57589	0.57075	0.54470	0.55080	0.53763
Ehepaar, 1 Kind	0.61063	0.50548	0.43882	0.47986	0.42572	0.43453
Ehepaar, 2 Kinder	0.67669	0.52985	0.47660	0.48796	0.46123	0.43400
Ehepaar, 3+ Kinder	0.65088	0.55118	0.50635	0.46565	0.44679	0.44360
Sonstige	0.58592	0.48656	0.51102	0.52230	0.51788	0.50700

**Legende:** YNAEQU = Nettoäquivalenzeinkommen V = Variationskoeffizient  
 MW = Mittelwert n+ = n oder mehr  
 T = Theil-Index; Logarithmierung der inversen relativen Einkommenspositionen; Variante „bottom sensitive“  
 INTRA = Intra-Gruppen-Ungleichheit  
 INTER = Inter-Gruppen-Ungleichheit

Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

<sup>1</sup> Die Maßzahlen beziehen sich auf die Verteilung von Personen nach dem Äquivalenzeinkommen; die Äquivalenzskala wurde aus den Regelsatzproportionen des Bundessozialhilfegesetzes abgeleitet.

## Literaturverzeichnis

- Becker, I., R. Hauser (1994), Die Entwicklung der Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland in den siebziger und achtziger Jahren. Arbeitspapier Nr. 3 des EVS-Projekts, Frankfurt/Main.
- Bedau, K.-D. (1990), Das Einkommen sozialer Haushaltsgruppen in der Bundesrepublik Deutschland 1988, in: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.), Wochenbericht Nr. 22/90, S. 304 - 313.
- Berntsen, R. (1992), Dynamik in der Einkommensverteilung privater Haushalte. Eine empirische Längsschnittanalyse für die Bundesrepublik Deutschland. Frankfurt/Main - New York.
- Buhmann, B., L. Rainwater, G. Schmaus, T.M. Smeeding (1988), Equivalence Scales, Well-Being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database, in: The Review of Income and Wealth, Band 32, S. 115 - 142.
- Bundesanstalt für Arbeit (1992 bzw. 1993), Amtliche Nachrichten (ANBA), Band 40 (1992) bzw. Band 41 (1993). Nürnberg.
- Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.) (1967), Soziale Sicherung. Kassel.
- Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.) (1970, 1976, 1980, bzw. 1990), Sozialbericht 1970 (bzw. 1976, 1980, 1990). Bonn.
- Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.) (1982), Einkommens- und Vermögensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland, Auswahl aus der amtlichen und verbandlichen Statistik, Ausgabe 1981, Bonn.
- Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.) (1986), Materialband zum Sozialbudget 1986. Bonn.
- Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.) (1989), Statistisches Taschenbuch 1989. Bonn.
- Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.) (1991), Statistisches Taschenbuch 1991. Bonn.
- Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.) (1994), Statistisches Taschenbuch 1994. Bonn.
- Bundesministerium für Gesundheit (Hrsg.) (1994), Statistisches Taschenbuch Gesundheit. Bonn.
- Cowell, F., S.P. Jenkins (1993), The Changing Pattern of Income Inequality. The US in the 1980s. Discussion Paper Series No. 93-10, University College of Swansea, Department of Economics.



- Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (1993a), Zur Entwicklung der Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland, Gutachten im Auftrag der Hans-Böckler-Stiftung (bearbeitet von K.-D. Bedau, V. Meinhard, F. Stille, D. Teichmann, R. Zwiener). Berlin, mimeo.
- Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (1993b), Verteilungsprobleme in Westdeutschland, Wochenbericht Nr. 37/93, S. 501 - 507.
- Euler, M. (1968), Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1969, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 6/68, S. 289 - 291.
- Euler, M. (1972), Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1973, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 7/72, S. 375 - 377.
- Euler, M. (1977), Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1978, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 9/77, S. 576 - 579.
- Euler, M. (1982), Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1983, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 6/82, S. 433 - 437.
- Euler, M. (1985), Erfassung und Darstellung der Einkommen privater Haushalte in der amtlichen Statistik, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 1/85, S. 56 - 62.
- Euler, M. (1987), Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1988, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 8/87, S. 662 - 667.
- Hagenaars, A., K. De Vos, M. Zaidi (1992), Statistiques relatives à la pauvreté, basées sur des microdonnées, Resultats pour neuf Etats Membres des Communautés Européennes. Rotterdam (Erasmus Universität).
- Hauser, R., I. Becker (1994), The Development of the Income Distribution in the Federal Republic of Germany during the Seventies and Eighties. ASEG-Projekt (Alterssicherung in der EG), Diskussionspapier Nr. 26. Frankfurt/Main.
- Hauser, R., B. Engel (Hrsg.) (1985), Soziale Sicherung und Einkommensverteilung. Empirische Analysen für die Bundesrepublik Deutschland. Frankfurt/Main - New York.
- Hauser, R. (1988), Ergebnisse der Armutsforschung in der Bundesrepublik Deutschland. In: Akademie der Arbeit in der Universität Frankfurt a.M. (Hrsg.) (1988), Mitteilungen, Neue Folge 38, S. 5-29.
- Hauser, R., P. Semrau (1990), Zur Entwicklung der Einkommensarmut von 1963 - 1986, in: Sozialer Fortschritt, Nr. 2 (1990), S. 27 - 36.
- Hauser, R., U. Neumann (1992), Armut in der Bundesrepublik Deutschland. Die sozialwissenschaftliche Thematisierung nach dem Zweiten Weltkrieg. In: Leibfried, S., W. Voges (Hrsg.) (1992), Armut im modernen Wohlfahrtsstaat, Sonderheft 32/1992 der Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, S. 237-271.

- Hertel, J. (1992), Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte im Jahr 1988. Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe. In: *Wirtschaft und Statistik*, Heft 9/92, S. 653 - 667.
- Horstmann, K. (1961), Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1962, in: *Wirtschaft und Statistik*, Heft 10/61, S. 563 - 567.
- Huster, E.-U. (Hrsg.) (1993), *Reichtum in Deutschland. Der diskrete Charme der sozialen Distanz*. Frankfurt/Main - New York.
- Jenkins, S.P. (1995), Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971 - 86. In: *Economica*, Vol. 62, S. 29 - 63.
- Johnson, P., S. Webb (1993), Explaining the Growth in UK Income Inequality: 1979 - 1988. In: *The Economic Journal*, Vol. 103, S. 429 - 435.
- Klein, Th. (1987), *Sozialer Abstieg und Verarmung von Familien durch Arbeitslosigkeit. Eine mikroanalytische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland*. Frankfurt/Main - New York.
- Krause, D., G. Schäuble (1986), *Einkommensquellen und Lebenschancen. Eine Untersuchung zur Einkommenssituation der Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland*. Berlin.
- Krug, W., M. Nourney, J. Schmidt (1994), *Wirtschafts- und Sozialstatistik. Gewinnung von Daten*. München - Wien.
- Krupp, H.-J., U. Hanefeld (Hrsg.) (1987), *Lebenslagen im Wandel: Analysen 1987*, Frankfurt/Main - New York.
- Krupp, H.-J., J. Schupp (Hrsg.) (1987), *Lebenslagen im Wandel: Daten 1987*. Frankfurt/Main - New York.
- Lindner, H. (Hrsg.) (1986), *Aussagefähigkeit von Einkommensverteilungsrechnungen für die Bundesrepublik Deutschland, Gutachten im Auftrag des Bundesministers für Wirtschaft*. Tübingen.
- Müller, K., R. Hauser, J. Frick, G. Wagner (1995), Zur Entwicklung der Einkommensverteilung und der Einkommenszufriedenheit in den neuen und alten Bundesländern 1990 bis 1993. In: Glatzer, W., H.-H. Noll (Hrsg.) (1995), *Getrennt vereint. Lebensverhältnisse in Deutschland seit der Wiedervereinigung. Soziale Indikatoren*. Frankfurt/Main - New York, S. 73 - 108.
- Prinz, A. (1990), Trends in der Entwicklung der Ungleichheit der Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland, in: *Konjunkturpolitik*, Heft 5, 1990, S. 257 - 277.
- Rendtel, U. (1990), *Hochrechnung und Stichprobenfehler in Panelerhebungen*. Sfb 3-Arbeitspapier Nr. 321. Frankfurt a.M. - Mannheim.

- Rendtel, U., G. Wagner (Hrsg.) (1991), Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984. Frankfurt/Main - New York.
- Riede, T., D. Emmerling (1994), Analysen zur Freiwilligkeit der Auskunftserteilung im Mikrozensus. Sind Stichprobenergebnisse bei freiwilliger Auskunftserteilung verzerrt? In: Wirtschaft und Statistik, 1994, Heft 9, S. 733 - 742.
- Rodrigues, C.F. (1993), Measurement and Decomposition of Inequality in Portugal (1980/81 - 1989/90). CISEP Documentos de trabalho, Nr. 1. Lissabon.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1992), Jahresgutachten 1992/93, Bundestagsdrucksache 12/3774. Bonn.
- Schäfer, C. (1991), Zunehmende Schieflage in der Einkommensverteilung - Zur Entwicklung der Einkommensverteilung 1990, in WSI-Mitteilungen, Nr. 10/91, S. 593 - 613.
- Schlomann, H. (1992), Vermögensverteilung und Altersvorsorge. Frankfurt/Main - New York.
- Schmid, F. (1992), Einkommensdisparität der privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland 1950 - 1988. Einige Ergebnisse der Auswertung von Daten des DIW, in: Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, Heft 3/4, 1992, S. 138 - 146.
- Schüler, K. (und Mitarbeiter) (1990), Verfügbares Einkommen nach Haushaltsgruppen in erweiterter Haushaltsgliederung 1972 bis 1988. In: Wirtschaft und Statistik, Heft 3/90, S. 182 - 194.
- Schüler, K., V. Spies (1991), Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Erläuterungen zu den Berechnungen und revidierten Ergebnissen 1970 bis 1990. In: Wirtschaft und Statistik, Heft 10/91, S. 653 - 666.
- Spies, V. (und Mitarbeiter) (1992), Verfügbares Einkommen nach Haushaltsgruppen. Revidierte Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für die Jahre 1972 bis 1991. In: Wirtschaft und Statistik, Heft 7/1992, S. 418 - 430.
- Stolz, I. (1983), Einkommensumverteilung in der Bundesrepublik Deutschland. Eine theoretische und empirische Untersuchung. Frankfurt a.M. - New York.
- Statistisches Bundesamt (1966) (bzw. 1967, 1968, 1969, 1970, 1971, 1973a, 1974, 1975, 1976, 1982a, 1985, 1991), Statistisches Jahrbuch 1966 (bzw. 1967, 1968, 1969, 1970, 1971, 1973, 1974, 1975, 1976, 1982, 1985, 1991). Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (1967) (bzw. 1973b), Preise, Löhne, Wirtschaftsrechnungen (Fachserie M), Reihe 18, Einkommens- und Verbrauchsstichproben, Einkommen, ausgewählte Ausgaben und Vermögensbildung der Privaten Haushalte 1962/63 (bzw. Heft 4, Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte 1969). Stuttgart - Mainz.

Statistisches Bundesamt (1977) (bzw. 1982b, 1987, 1994a), Wirtschaftsrechnungen (Fachserie 15), Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1973 (bzw. 1978, 1983, 1988), Heft 4, Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte. Stuttgart.

Statistisches Bundesamt (1994b), Wirtschaftsrechnungen (Fachserie 15), Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1983 und 1988, Heft 7, Aufgabe, Methode und Durchführung. Stuttgart.

Statistisches Bundesamt IIB (1994c), Verfügbares Einkommen, Zahl der Haushalte und Haushaltsmitglieder nach Haushaltsgruppen - Aktualisierte Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für die Jahre 1972 bis 1993 - , Wiesbaden (Sonderdruck).

Statistisches Bundesamt IIB (1994d), Einkommensverteilung nach Haushaltsgruppen und Einkommensarten - Aktualisierte Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für die Jahre 1972 bis 1993 -, Wiesbaden (Sonderdruck).

Verma, V. (1992), Household Surveys in Europe: Some Issues in Comparative Methodologies. Bisher unveröffentlichtes Papier zum Seminar: International Comparison of Survey Methodologies. Athen.