

# **Einkommensverteilung in Deutschland: Strukturanalyse der Ungleichheit nach Einkommenskomponenten**

Arbeitspapier Nr. 25

*Irene Becker*

April 2000

Die Untersuchung entstand im Rahmen des von der Hans-Böckler-Stiftung finanzierten Projekts "Personelle Einkommensverteilung"; ich danke der Stiftung für die seit 1994 gewährte Unterstützung des Projekts.

# **Einkommensverteilung in Deutschland:**

## **Strukturanalyse der Ungleichheit nach Einkommenskomponenten**

<b>Inhalt</b>	<b>Seite</b>
1. Inhaltliche Fragestellung .....	2
2. Methodischer Ansatz der Dekompositionsanalyse .....	3
3. Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe: Analytische Möglichkeiten und Grenzen.....	6
4. Skizzierung der Gesamtverteilung.....	7
5. Komponenten der Ungleichheit der Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen .....	9
5.1 Struktur des Einkommensaggregats.....	9
5.2 Faktorspezifische Ungleichheiten und Korrelationen .....	11
5.3 Ungleichheitsanteile und Ungleichheitseffekte .....	12
6. Komponenten der Ungleichheit der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen .....	15
6.1 Struktur des Einkommensaggregats.....	15
6.2 Faktorspezifische Ungleichheiten und Korrelationen .....	16
6.3 Ungleichheitsanteile und Ungleichheitseffekte .....	18
7. Zusammenfassung .....	21
Anhang .....	24
- Formeln für Ungleichheitsindikatoren .....	24
- Tabellen 1-4.....	25
Literaturverzeichnis.....	32

## 1. Inhaltliche Fragestellung

Die personelle Einkommensverteilung und ihre Entwicklung im Zeitverlauf sind im vergangenen Jahrzehnt auf ein verstärktes wissenschaftliches Interesse gestoßen. Aus verschiedenen Untersuchungen hat sich ergeben, dass die Verteilungsungleichheit in Deutschland im Vergleich zu anderen hochindustrialisierten Gesellschaften mäßig ausfällt<sup>1</sup>; sie scheint sich zudem in den neunziger Jahren in Westdeutschland nur moderat erhöht zu haben, während für Ostdeutschland eine starke Zunahme der Dispersion zu verzeichnen ist – allerdings von einem wesentlich geringeren Niveau aus<sup>2</sup>. Diese Ergebnisse zur Gesamtsituation sagen aber wenig über die relevanten Einflussfaktoren und die Situation ausgewählter sozialer Gruppen aus; sie sind auch keineswegs gleichzusetzen mit struktureller Stabilität. Denn ein bestimmtes Niveau der Verteilungsungleichheit ist mit sehr unterschiedlichen Strukturen kompatibel, und hinter der Entwicklung von aggregierten Ungleichheitsindikatoren können sich vielfältige Veränderungen verbergen, die sich durch die Zusammenfassung zumindest teilweise kompensieren. So haben sich aus verschiedenen Untersuchungen gravierende Unterschiede zwischen den Verteilungspositionen sozio-ökonomischer Gruppen sowie den gruppeninternen Ungleichheiten ergeben, die sich zudem im Zeitablauf deutlich verändert haben.<sup>3</sup> Über den Einfluss einzelner Einkommenskomponenten, also der verschiedenen Einkommensarten und Abgaben, auf das Verteilungsergebnis ist bisher allerdings kaum etwas bekannt. Im folgenden werden hierzu erste Ergebnisse präsentiert, die auf einer additiven Zerlegung der insgesamt gemessenen Ungleichheit in die Beiträge von Erwerbs-, Vermögens- und Transfereinkommen sowie von direkten Steuern und Sozialversicherungsbeiträgen basieren.

In verteilungspolitischen Diskussionen wird häufig – implizit oder explizit – davon ausgegangen, dass die „Schiefe“ der Einkommensverteilung im wesentlichen auf ein Auseinanderklaffen von Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen einerseits und Einkommen aus unselbständiger Arbeit andererseits zurückzuführen ist und dass direkte Abgaben und Transfereinkommen dem tendenziell entgegenwirken. Diese Hypothese ist durch Untersuchungen zur Struktur der Verteilungsungleichheit nach sozio-ökonomischen Gruppen bereits relativiert worden. Danach hat sich ergeben, dass die Ungleichheit der personellen Einkommensverteilung überwiegend auf gruppeninterne Ungleichheiten zurückzuführen ist und die

---

<sup>1</sup> Vgl. z. B. Atkinson, A. B. (2000), Figure 1; Gottschalk, P., T. M. Smeeding (1997); Eurostat (1997, 1998); Atkinson, A. B., L. Rainwater, T. M. Smeeding (1995).

<sup>2</sup> Vgl. z. B. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1999), S. 192; Frick, J., P. Krause, G. Wagner (1997), S. 506; Hauser, R. (1997), S. 68, 70; Hauser, R., I. Becker (1999).

Unterschiede zwischen sozio-ökonomischen Gruppen nur einen geringen Anteil am Gesamtergebnis haben. Beispielsweise ergibt sich bei einer Differenzierung der Bevölkerung nach der sozialen Stellung der Bezugsperson, dass die Ungleichheit zwischen 8 Gruppen von Selbständigen-, Unselbständigen und Nichterwerbstätigenhaushalten nur ca. ein Viertel der Gesamtungleichheit ausmacht.<sup>4</sup> Die große Heterogenität der Einkommenspositionen innerhalb von sozialen Gruppen resultiert – abgesehen von den jeweiligen Bevölkerungs- und Haushaltsstrukturen – zum einen aus der starken Disparität der jeweiligen Haupteinkommensart, zum anderen aus der „Querverteilung“, d. h. der ungleichen Verteilung von weiteren Einkommensarten (z. B. Vermögenseinkommen als Ergänzung zu Erwerbs- oder Transfereinkommen), und der ungleichen Belastung mit Abgaben. Diese Einflussfaktoren sollen mit der folgenden Komponentenanalyse näher untersucht werden.

## 2. Methodischer Ansatz der Dekompositionsanalyse

Ausgangspunkt für eine Zerlegung der Verteilungsungleichheit nach einzelnen Einkommenskomponenten kann sowohl das Brutto- als auch das Nettoeinkommen sein. Entsprechend der eingangs skizzierten Fragestellung, einen Beitrag zur Erklärung der mäßigen Veränderung von aggregierten Maßen der Sekundärverteilung zu leisten, wird hier an das Haushaltsnettoeinkommen angeknüpft, wobei von der „Pool-Annahme“ der gemeinschaftlichen Verwendung aller individuellen Einkommen im Haushaltskontext ausgegangen wird<sup>5</sup>. In Anlehnung an den individualistischen Ansatz der Wohlfahrtsökonomie sind letztlich allerdings Personen die relevanten Untersuchungseinheiten, und zur (näherungsweise) Messung der Wohlstandspositionen von Individuen wird in der neueren Literatur überwiegend das Äquivalenzeinkommenskonzept herangezogen. Dieses basiert auf Gewichtungsfaktoren, welche – zumeist altersabhängige – Bedarfsunterschiede einzelner Haushaltsmitglieder sowie Haushaltsgrößenersparnisse berücksichtigen sollen. Aus der Vielzahl möglicher Äquivalenzskalen<sup>6</sup> wurde die sogenannte ältere OECD-Skala ausgewählt, wonach der Haushaltsvorstand mit 1,0, weitere

---

<sup>3</sup> Vgl. Hauser, R., I. Becker (2000) und Merz, J. (2000).

<sup>4</sup> Vgl. Becker, I. (2000); bei einer Differenzierung nach Haushalts- bzw. Familientypen ergibt sich eine noch geringere Inter-Gruppen-Ungleichheit von nur ungefähr einem Fünftel der Gesamtungleichheit.

<sup>5</sup> Zudem sind einige Einkommensarten – z. B. Einkünfte aus Vermögen und bestimmte Transfers (Wohngeld) – sowie bei gemeinsam veranlagten Ehegatten auch die Einkommensteuer nicht immer zweifelsfrei einzelnen Haushaltsmitgliedern zuzuordnen, so dass auch unter diesem Aspekt zunächst auf den Haushalt Bezug zu nehmen ist.

<sup>6</sup> Zum Konzept des Äquivalenzeinkommens und zu den damit implizierten Annahmen vgl. Hauser, R. (1996), insbesondere S. 17. Verschiedene Ansätze zur Ableitung von Äquivalenzskalen werden von Faik, J. (1995) dargestellt und diskutiert.

Haushaltsmitglieder ab 15 Jahren mit 0,7 und jüngere Haushaltsmitglieder mit 0,5 gewichtet werden<sup>7</sup>. Aus der Division des Haushaltsnettoeinkommens durch die Summe der Äquivalenzgewichte der Haushaltsmitglieder ergibt sich das Nettoäquivalenzeinkommen, das wiederum jedem Haushaltsmitglied als individueller Wohlstandsindikator zugeordnet wird.<sup>8</sup>

Die folgenden Darstellungen umfassen die Verteilung sowohl der Haushaltsnettoeinkommen (Bezugseinheiten: Haushalte) als auch der Nettoäquivalenzeinkommen (Bezugseinheiten: Personen). Einleitend werden verschiedene Indikatoren der jeweiligen Gesamtverteilung präsentiert, um dann die Anteile einzelner Einkommenskomponenten an diesen Ergebnissen zu analysieren.<sup>9</sup> Allerdings sind nicht alle Verteilungsindikatoren additiv zerlegbar<sup>10</sup>, so dass für Dekompositionsanalysen beispielsweise der geläufige Gini-Koeffizient ungeeignet ist,<sup>11</sup> während der transformierte Variationskoeffizient<sup>12</sup> in anschaulicher Weise aufgespalten werden kann. Er wird innerhalb der Gruppe der additiv zerlegbaren Ungleichheitsindikatoren, der „Generalized Entropy (GE) Family“  $I_\alpha$ , mit  $I_2$  gekennzeichnet<sup>13</sup> und eignet sich in besonderem Maße zur Dekomposition der Verteilungsungleichheit nach Einkommenskomponenten, da die bei einzelnen Komponenten häufig vorkommenden Nullwerte (wie auch negative Werte) zum definierten Wertebereich gehören und im Berechnungsmodus berücksichtigt werden. Darüber hinaus lässt sich dieser Index nach einem relativ einfachen Modus zerlegen, der auch bei zahlreichen Komponenten noch problemlos zu handhaben ist<sup>14</sup>:

---

<sup>7</sup> Zur Begründung vgl. Hauser, R., J. Faik (1997); die dort abgeleitete „modifizierte Sozialhilfeskala“ kommt der hier verwendeten älteren OECD-Skala sehr nahe.

<sup>8</sup> Zum Unterschied zwischen der Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen auf Haushalte und der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen auf Personen vgl. Becker, I. (1998), S. 12a (Tabelle 2).

<sup>9</sup> Für die Dekomposition der Ungleichheit der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen sind vorab auch die Einkommens- und Abgabearten mit der Äquivalenzskala zu gewichten.

<sup>10</sup> Zur Ableitung der nach Einkommenskomponenten zerlegbaren Ungleichheitsindikatoren vgl. Shorrocks, A. F. (1982), zu den Eigenschaften der nach Bevölkerungsgruppen zerlegbaren Verteilungsmaße vgl. Shorrocks, A. F. (1984).

<sup>11</sup> Vgl. in diesem Zusammenhang Cowell, F. A. (1988).

<sup>12</sup> Dieser Indikator entspricht der Hälfte des quadrierten Variationskoeffizienten.

<sup>13</sup> Die GE Family  $I_\alpha$  umfasst alle Indikatoren, die einige grundlegende Anforderungen an die Reagibilität eines Verteilungsmaßes erfüllen (Transfer-Prinzip bzw. Pigou-Dalton Bedingung, Prinzip der multiplikativen Invarianz bzw. „mean independence“, Prinzip der Unabhängigkeit von der Größe der Bevölkerung bzw. „population homogeneity“ und Prinzip der Unparteilichkeit zwischen Personen bzw. „symmetry“ oder „anonymity“) und zudem nach Bevölkerungsgruppen streng additiv zerlegbar sind; vgl. Jenkins, S. P. (1991), insbesondere S. 19, 32 f.. Die Variable  $\alpha$  kennzeichnet die Art der Aggregation von Einkommensunterschieden in einzelnen Bereichen der Einkommensverteilung. Je geringer (höher)  $\alpha$  ist, desto größer ist die Sensitivität des Maßes auf Einkommensdifferenzen im unteren (oberen) Einkommensbereich; vgl. Jenkins, S. P. (1991), S. 29-34, Jenkins, S. P. (1995a), S. 59, Fußnote 7, sowie Cowell, F. A., K. Kuga (1981).

<sup>14</sup> Vgl. Jenkins, S. P. (1995a), S. 39 f. und Jenkins, S. P. (1995c), S. 17 f.. Die bei Dekompositionen nach Einkommenskomponenten häufigen Nullwerte ergeben sich daraus, dass die Mehrzahl der Haushalte nicht sämtliche unterschiedenen Einkommensarten, sondern nur einige davon beziehen. Die Art der Zerlegung bzw. die „decomposition rule“ ist insofern wesentlich, als im Falle der expliziten Berücksichtigung von Faktorkorrelationen die Zahl der Summanden mit zunehmender Zahl der berücksichtigten Einkommensfaktoren progressiv steigt und die Dekompositionsgleichung damit sehr unübersichtlich wird. Die hier in Anlehnung an Jenkins

$$(1) \quad I_2 = \sum_{f=1}^F \sqrt{I_{2f} \cdot I_2} \cdot q_f \cdot c_f = \sum_{f=1}^F u_f$$

mit  $I_2 =$  Transformierter Variationskoeffizient des Nett(äquivalenz)einkommens,

$I_{2f} =$  Transformierter Variationskoeffizient der Komponente f (faktorspezifische Ungleichheit),

$q_f =$  Anteil der Komponente f am aggregierten Gesamteinkommen (Faktoranteil),

$c_f =$  Korrelation zwischen Komponente f und Netto(äquivalenz)einkommen,

$u_f =$  (absoluter) Anteil der Komponente f an der Gesamtungleichheit der Verteilung des Netto(äquivalenz)einkommens  $I_2$ .

Die Zerlegungsformel (1) zeigt, dass der Ungleichheitsanteil einer Einkommenskomponente f keinesfalls nur darauf zurückzuführen ist, wie ungleich f verteilt ist ( $I_{2f}$ ). Vielmehr ist diese faktorspezifische Ungleichheit mit der jeweiligen Bedeutung der Einkommens- bzw. Abgabeart in Relation zum Einkommen der Gesamtpopulation, d. h. mit dem Anteil der (aggregierten) Komponente am (aggregierten) Gesamteinkommen (Faktoranteil), zu gewichten; dabei gehen die Abgaben als negative Anteile ein. Als weiterer Einflussfaktor geht die Korrelation von Einkommens- bzw. Abgabeart und Netto(äquivalenz)einkommen in die Berechnung des jeweiligen Ungleichheitsanteils ein. Aus dem formalen Zusammenhang in der Gleichung (1) geht hervor, dass der Beitrag einer Komponente f zur Gesamtungleichheit nur dann null ist, wenn diese Komponente vollkommen gleich verteilt ist,  $I_{2f}$  also den Wert null aufweist, oder zwischen der Komponente f und dem Gesamteinkommen kein linearer Zusammenhang besteht, der faktorspezifische Korrelationskoeffizient ( $c_f$ ) also null ist. Neben der Aufspaltung der Ungleichheit der Verteilung zu einem Zeitpunkt lässt sich auch die Verteilungsentwicklung zwischen zwei Zeitpunkten (t und t+1) in die Veränderungen der Ungleichheitsanteile einzelner Einkommenskomponenten zerlegen:

$$(2) \quad I_{2,t+1} - I_{2,t} = \sum_{f=1}^F u_{f,t+1} - u_{f,t}$$

---

(1995a) gewählte Vorgehensweise knüpft daher an die wesentlichsten Merkmale der Verteilungen der einzelnen Komponenten an: die für die Einkommenskomponente f gemessene Ungleichheit  $I_{2f}$  (faktorspezifische Ungleichheit), den Anteil der Komponente am Gesamteinkommen (Faktoranteil) und die Korrelation von Einkommens- bzw. Abgabeart und Netto(äquivalenz)einkommen. Vgl. in diesem Zusammenhang auch Raskall, Ph., J. McHutchison, R. Urquhart (1994), S. 40-45 und S. 103 f, sowie Cowell, F. A. (1995), S. 154 f.

Mit diesem methodischen Ansatz lassen sich strukturelle Entwicklungen, die sich hinter aggregierten Verteilungsindikatoren verbergen, offenlegen. Beispielsweise kann auch im Falle einer (nahezu) unveränderten Maßzahl für die Gesamtverteilung geklärt werden, ob dies auf strukturelle Konstanz oder auf Teilentwicklungen, die sich kompensieren, zurückzuführen ist.

### **3. Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe: Analytische Möglichkeiten und Grenzen**

Die folgende Analyse basiert auf Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichproben (EVS) des Statistischen Bundesamtes<sup>15</sup>, die wegen ihres vergleichsweise großen Stichprobenumfangs für tief gegliederte Strukturanalysen besonders geeignet sind. Die jüngste EVS wurde 1998 durchgeführt, deren anonymisierte Daten allerdings noch nicht verfügbar sind, so dass auf die EVS 1988 und 1993 zurückgegriffen wird. Neben soziodemografischen Merkmalen und Ausgaben sowie wesentlichen Vermögensarten der privaten Haushalte werden insbesondere Einkommen, differenziert nach Arten, direkte Steuern und Sozialversicherungsbeiträge detailliert erhoben. Nicht erfasst werden die in Institutionen lebende Bevölkerung<sup>16</sup> und Personen ohne festen Wohnsitz. Eine weitere Einschränkung folgt aus der Unterrepräsentation der obersten Einkommensschichten.<sup>17</sup> Wegen der unzureichenden Erfassung sowohl des unteren als auch des oberen Rands der Verteilung dürfte die Ungleichheit der personellen Einkommensverteilung tendenziell zu niedrig ausgewiesen sein. Da es sich bei den Einkommensdaten der EVS um Jahreswerte handelt, ist zudem mit tendenziell niedrigeren Ungleichheitsindikatoren zu rechnen als bei vergleichbaren Untersuchungen auf der Basis von Einkommensangaben, die sich auf den Befragungsmonat beziehen – wie beispielsweise überwiegend bei Verteilungsanalysen auf der Basis des Sozio-ökonomischen Panels.

Schließlich ist eine weitere Schwäche des verfügbaren Datenmaterials bei einer Dekomposition der Ungleichheit nach Einkommensarten besonders problematisch: im Vergleich zu Aggregaten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen sind die Einkommen aus unselb-

---

<sup>15</sup> Die EVS werden seit 1962/63 in ungefähr fünfjährigem Turnus bei jeweils ca. 45 000 Haushalten durchgeführt und sind als Quotenstichproben angelegt, die auf der Basis des jeweils aktuellen Mikrozensus hochgerechnet werden. Vgl. Statistisches Bundesamt (1997).

<sup>16</sup> Personen in Wohnheimen, Kasernen, Altenheimen, Justizvollzugsanstalten usw..

<sup>17</sup> Dies ist ein generelles Problem bei Einkommensbefragungen mit freiwilliger Teilnahme und ohne Auskunftspflicht; es wirkt sich bei der EVS dahingehend aus, dass Haushalte mit einem monatlichen Nettoeinkommen von 25 000 DM oder mehr (1988) bzw. 35 000 DM oder mehr (1993) wegen der geringen Fallzahl bei Auswertungen unberücksichtigt bleiben.

ständiger Arbeit in der EVS wesentlich vollständiger als die Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen erfasst.<sup>18</sup> Da über die Verteilung der nicht erfassten Einkommen keine gesicherten Erkenntnisse vorliegen – sie lassen sich jedenfalls nicht vollständig dem unterrepräsentierten obersten Einkommensbereich zuordnen –, sind die Ergebnisse über faktorspezifische Ungleichheitsanteile vorsichtig, eher im Sinne von Größenordnungen und nicht als exakte Werte zu interpretieren.

#### 4. Skizzierung der Gesamtverteilung

In Tabelle 1 sind die Verteilungen der Haushaltsnettoeinkommen (auf Haushalte) von 1988 und 1993 den personellen Verteilungen der Nettoäquivalenzeinkommen (auf Personen) gegenübergestellt. Da allen Verteilungsmaßen und -darstellungen eine unterstellte soziale Wohlfahrtsfunktion zugrunde liegt, wurde durch die Verwendung mehrerer Indikatoren mit unterschiedlichen Bewertungen der zu aggregierenden Einkommensunterschiede eine Bandbreite der damit verbundenen normativen Implikationen abgedeckt.<sup>19</sup> Zur besseren Vergleichbarkeit der Ergebnisse beider Jahre wurde bei der Analyse für 1993 zwischen alten und neuen Bundesländern unterschieden. Da in der EVS 1988 Haushalte mit ausländischer Bezugsperson noch ausgeschlossen waren, sind für Westdeutschland im Jahr 1993 entsprechend auch Ergebnisse für die Bevölkerung in Haushalten mit deutscher Bezugsperson ausgewiesen. Die nur marginalen Unterschiede gegenüber den Maßen, die sich bei Einbeziehung der Haushalte mit ausländischer Bezugsperson ergeben, sollten allerdings sehr vorsichtig interpretiert werden; denn infolge des Hochrechnungsverfahrens der EVS (ohne spezifische Gewichtungsfaktoren für ausländische Haushalte) werden die Einkommensunterschiede zwischen der Gruppe der deutschen und der Gruppe der ausländischen Wohnbevölkerung vermutlich unterschätzt.

Deutlich zeigt sich der große Einfluss der Wahl der Bezugseinheit auf das Durchschnittseinkommen sowie auf das Verteilungsergebnis. Das durchschnittliche Nettoäquivalenzeinkommen beträgt in den alten wie auch in den neuen Ländern nur gut die Hälfte des durchschnittlichen Haushaltsnettoeinkommens, da vom Haushaltsnettoeinkommen meist mehrere Personen zu versorgen sind. Auch die Verteilungsindikatoren sind bei der Bezugnahme auf Personen wesentlich niedriger als bei der Bezugnahme auf Haushalte, hier aller-

---

<sup>18</sup> Für die EVS 1993 vgl. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1998), S. 143, für frühere Stichproben Becker, I. (1995), S. 9-16 und Tabellen 3 und 4.

<sup>19</sup> Vgl. in diesem Zusammenhang Hauser, R. (1996) und Anhang.



dings in Ostdeutschland in größerem Ausmaß als in Westdeutschland. Die positive Korrelation zwischen dem Haushaltsnettoeinkommen und der Haushaltsgröße scheint also in den neuen Ländern ausgeprägter zu sein als in den alten Bundesländern.

Von 1988 bis 1993 ist das durchschnittliche Haushaltsnettoeinkommen in Westdeutschland nominal um ca. ein Drittel bzw. real um immerhin 13% gestiegen<sup>20</sup>, während die Verteilung insgesamt nahezu unverändert geblieben ist. In Ostdeutschland lag das Haushaltsnettoeinkommen im Durchschnitt um ca. 30% unter dem westdeutschen Vergleichswert<sup>21</sup>, und es zeigt sich eine wesentlich gleichmäßigere Verteilung. So war der Gini-Koeffizient um 14% niedriger, das im unteren Einkommensbereich besonders sensitive Theil-Maß<sup>22</sup> sogar um 27%. Dementsprechend ist die Spannweite der Quintilsanteile in den neuen Ländern geringer als in den alten Ländern<sup>23</sup>, und es zeigt sich in den neuen Ländern eine vergleichsweise starke Konzentration auf die mittleren (relativen) Einkommensklassen. Fast die Hälfte der ostdeutschen Haushalte (47,2%) verfügte über ein Nettoeinkommen zwischen 75% und 150% des ostdeutschen Durchschnitts, während in Westdeutschland nur rund 40% der Haushalte den entsprechenden Einkommensklassen – bezogen auf den westdeutschen Durchschnitt – zuzuordnen waren.<sup>24</sup>

Im Gegensatz zur Haushaltsebene hat die Ungleichheit der personellen Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen zwischen 1988 und 1993 in den alten Ländern merklich zugenommen. Dies zeigt sich besonders deutlich beim Theil-Index mit einem Anstieg um 10% und beim Transformierten Variationskoeffizienten ( $I_2$ ) mit einer 13%igen Erhöhung. Dementsprechend hat der Anteil der Bevölkerung sowohl in den beiden untersten als auch in den drei obersten relativen (Nettoäquivalenz-) Einkommensklassen recht deutlich zugenommen. Offenbar hat sich zwischen 1988 und 1993 eine strukturelle Verschiebung der Verteilung ergeben, die durch die Bezugnahme auf Haushalte verdeckt wird: eine Verschlechterung der Lage von Mehrpersonenhaushalten zugunsten von Haushaltstypen mit geringer Personenzahl. Wie an anderer Stelle nachgewiesen wurde, ist diese Entwicklung insbesondere zu Lasten von

---

<sup>20</sup> Bezugnahme auf den Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte; vgl. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1996), S. 428.

<sup>21</sup> Unter Berücksichtigung des im Jahr 1993 noch wesentlich geringeren Preisniveaus in Ostdeutschland war der reale Rückstand gegenüber Westdeutschland allerdings geringer.

<sup>22</sup> Die hier verwendete „bottom sensitive“ Variante des Theil-Maßes entspricht der mittleren logarithmischen Abweichung bzw.  $I_0$  der „Generalized Entropy Family“ (GEF).

<sup>23</sup> In den neuen Ländern beträgt der oberste Quintilsanteil das 4,4-fache des untersten, in den alten Ländern das 5,7-fache.

<sup>24</sup> Ein anderes Bild ergibt sich, wenn man die Klassengrenzen beider Häufigkeitsverteilungen auf das gesamtdeutsche Durchschnittseinkommen bezieht. Dann zeigt sich für Ostdeutschland eine starke Konzentration auf den untersten Einkommensbereich, während in Westdeutschland die oberen Klassen etwas stärker als in Tabelle 1 besetzt sind. Vgl. in diesem Zusammenhang Becker, I. (2000).

Arbeitslosenhaushalten und Familien mit Kindern verlaufen.<sup>25</sup> In Ostdeutschland war die personelle Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen 1993 wesentlich gleichmäßiger, wobei der Unterschied zu Westdeutschland größer als bei der Bezugnahme auf Haushalte ist. Der Gini-Koeffizient lag um gut ein Viertel unter dem westdeutschen Vergleichswert, der Theil-Index und der Transformierte Variationskoeffizient sogar um mehr als zwei Fünftel. Das unterste Quintil verfügte in Ostdeutschland über fast 12% des gesamten Nettoäquivalenzeinkommens, in Westdeutschland weniger als 10%, und nur 3% der ostdeutschen Bevölkerung musste mit weniger als der Hälfte des durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommens auskommen gegenüber gut 10% in den alten Ländern. Bei der Interpretation dieser Ergebnisse ist allerdings zu beachten, dass durch die getrennte Betrachtung der alten und neuen Bundesländer und die damit verbundene Bezugnahme auf die jeweiligen, also auf unterschiedliche Durchschnittswerte die Ungleichheit der Verteilung zwischen den beiden Landesteilen ausgeklammert bleibt.<sup>26</sup>

## **5. Komponenten der Ungleichheit der Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen**

### 5.1 Struktur des Einkommensaggregats

In welchem Ausmaß einzelne Einkommenskomponenten zur Ungleichheit der Haushaltsnettoeinkommen (Bezugseinheiten: Haushalte), die sich zwischen 1988 und 1993 in den alten Ländern überraschenderweise nicht verändert hat, beigetragen haben, geht aus den Tabellen 2a bis 2c hervor. Dabei beziehen sich die jeweils ersten fünf Spalten auf die Elemente der Zerlegungsformel (1), während die jeweils letzte Spalte nachrichtlich die Bezieher- bzw. Pflichtigenquoten ausweist, also den Anteil der Haushalte mit Bezug der jeweiligen Einkommensart bzw. mit Abgabepflicht an allen Haushalten. Diese Quoten erklären einen Teil der factorspezifischen Ungleichheiten. In den Tabellen wurde zwischen Einkommen aus unselbständiger Arbeit, aus selbständiger Tätigkeit, aus Vermögen, dem Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums, Transfers der Sozialversicherungen und vergleichbarer bzw. Zusatzversorgungssysteme, Transfers der Gebietskörperschaften (Bund, Länder, Kommunen; ohne Beamtenversorgung), Sozialversicherungsbeiträgen und direkten Steuern unterschieden; schließlich

---

<sup>25</sup> Vgl. Becker, I. (1999), S. 212-214.

<sup>26</sup> Vgl. dazu Becker, I. (2000). Wenn die analytische Trennung aufgegeben und Gesamtdeutschland betrachtet wird, ist der Anteil der Bevölkerung mit weniger als 50% des durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommens

ergeben sich sonstige Einkommen als Residualkomponente, auf die im folgenden aber wegen ihrer Heterogenität nicht näher eingegangen wird. Bei der Differenzierung der Transfers war der Gesichtspunkt ausschlaggebend, ob eine – wenn auch abgeschwächte – Äquivalenzbeziehung zwischen eigenen Vorleistungen in Form von (tatsächlichen oder unterstellten) Beiträgen und empfangener Leistung besteht. Von daher wurde die Arbeitslosenhilfe wegen der Bedarfsabhängigkeit und der Finanzierung aus Steuermitteln den Transfers der Gebietskörperschaften zugeordnet.

In der jeweils ersten Spalte der Tabellen ist die Struktur der aggregierten Haushaltsnettoeinkommen ausgewiesen. Dabei ist zu beachten, dass es sich bei den einzelnen Einkommensarten um Bruttogrößen handelt, die durch die Normierung auf eine Nettogröße in der Summe mehr als 1 und erst nach Abzug der Abgaben den Wert 1 ergeben. Die Bruttoeinkommen aus unselbständiger Tätigkeit (YUST) machen in beiden Stichjahren und in beiden Landesteilen ungefähr 70% des Haushaltsnettoeinkommens aus, die Einkommen aus selbständiger Tätigkeit nur 10 % bzw. 6% in den neuen Ländern. Der Anteil der Vermögenseinkommen ist in Westdeutschland um 2 Prozentpunkte auf gut 7% gestiegen, während er in Ostdeutschland mit ca. 3% ebenso wie der Anteil des Mietwerts selbstgenutzten Wohneigentums (2,5% gegenüber 7,4% in den alten Ländern) erwartungsgemäß noch sehr gering ist. Auf der anderen Seite ist die Bedeutung der Transfereinkommen in den neuen Ländern infolge der Probleme des Transformationsprozesses vergleichsweise hoch. Auch der Anteil der Sozialversicherungsbeiträge ist in Ostdeutschland mit 13% des Haushaltsnettoeinkommens höher als in Westdeutschland (11%); dies kann auf das geringere Einkommensniveau und dadurch bedingt auf das relativ seltene Überschreiten der Beitragsbemessungsgrenze zurückgeführt werden. Die in den neuen Ländern im Durchschnitt niedrigeren Einkommen und die größere Abhängigkeit von Transfers bewirken schließlich die mit durchschnittlich 9% geringe Belastung mit persönlichen Steuern (hauptsächlich Lohn- bzw. Einkommensteuer) gegenüber 14,5% in den alten Ländern.

## 5.2 Faktorspezifische Ungleichheiten und Korrelationen

Die skizzierten Faktoranteile werden entsprechend der Dekompositionsgleichung (1) zur Gewichtung der faktorspezifischen Ungleichheiten (jeweils zweite Spalte der Tabellen 2a bis 2c) herangezogen. Die weitaus größte Ungleichheit weist erwartungsgemäß die Verteilung

---

– nunmehr als gesamtdeutscher Durchschnitt ermittelt – in Ostdeutschland mit 11,1% höher als in West-

der Bruttoeinkommen aus selbständiger Tätigkeit (YST) auf, und zwar sowohl 1988 (Tabelle 2a) als auch 1993 in den alten (Tabelle 2b) sowie in den neuen Ländern (Tabelle 2c). Dies ist zum einen auf den geringen Verbreitungsgrad dieser Einkommensart (Spalte 6), zum anderen aber auch auf die starke Dispersion innerhalb der Gruppe mit Selbständigeneinkommen zurückzuführen. Auch für die Einkünfte aus Geldvermögen und Vermietung und Verpachtung (YV) gilt eine sehr große Ungleichheit, während für den Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums (MWEH) in Westdeutschland eine deutlich gleichmäßigere Verteilung ausgewiesen wird. Dies ist insofern erstaunlich, als nahezu alle Haushalte Geldvermögen, aber weniger als die Hälfte der privaten Haushalte Wohneigentum besitzen (Spalte 6); die Verteilung der Mietwerte innerhalb der Gruppe der Besitzerhaushalte ist also wesentlich gleichmäßiger als die der sonstigen Vermögenseinkünfte. Die Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit (YUST) als bedeutendste Markteinkommensart weisen die geringste Ungleichheit auf, die überraschenderweise in den neuen Ländern sogar etwas höher als in den alten Ländern ausfällt; dies kann auf die vergleichsweise hohe Arbeitslosigkeit zurückgeführt werden. Die hohen Werte von  $I_2$  für die Transfers der Sozialversicherung (TRSV) und insbesondere der Gebietskörperschaften (TRGEB) resultieren daraus, dass nur ein Teil der Bevölkerung diese Transfers überhaupt bezieht und auch die Höhe der Transfers – hauptsächlich in Abhängigkeit von früheren Beitragsleistungen (TRSV) bzw. je nach der Bedarfssituation (TRGEB) – stark streut. Auffallend ist die vergleichsweise geringe Ungleichheit für beide Transferarten in Ostdeutschland; dies dürfte wieder mit der hohen Arbeitslosigkeit und weiteren Problemen des Transformationsprozesses in den neuen Ländern zusammenhängen. Schließlich zeigt sich bei den Abgaben eine gegenüber den Arbeitnehmereinkommen gleichmäßigere Verteilung der Sozialversicherungsbeiträge – zum Teil ein Effekt der Beitragsbemessungsgrenze –, während die progressive Ausgestaltung der Einkommensteuer zu einem vergleichsweise hohen Wert von  $I_2$  führt, der allerdings zwischen 1988 und 1993 zurückgegangen ist.

Der dritte Einflussfaktor für den Ungleichheitsanteil einzelner Einkommenskomponenten ist die Beziehung zwischen der Höhe des Haushaltsnettoeinkommens und der Höhe der jeweiligen Einkommenskomponente. In der jeweils dritten Spalte der Tabellen 2a bis 2c sind die Pearson-Korrelationskoeffizienten ausgewiesen, die sowohl die Richtung des Einflusses als auch die Stärke der Beziehung wiedergeben. Diese ist unter den Markteinkommensarten bei den Einkommen aus unselbständiger Arbeit ausgeprägter als bei den Einkommen aus selbständiger Tätigkeit und Vermögen, was nicht unbedingt zu erwarten war. Die stärkste positive

Korrelation ergibt sich für die persönlichen Steuern<sup>27</sup>, die noch vor den Koeffizienten für die Einkommen aus unselbständiger Tätigkeit rangiert. In Ostdeutschland ist im Jahr 1993 der Unterschied zwischen beiden Koeffizienten allerdings noch marginal, da die Beziehung zwischen der Höhe des Arbeitnehmereinkommens und der Höhe des Haushaltsnettoeinkommens wegen des Fehlens anderer Markteinkommensarten in den meisten Haushalten enger als in Westdeutschland ist. Auffallend ist auch die vergleichsweise starke Korrelation zwischen Sozialversicherungsbeiträgen und Haushaltsnettoeinkommen in den neuen Ländern; hier zeigt sich wieder die tendenziell regressive Wirkung der Beitragsbemessungsgrenze für Westdeutschland mit dem höheren Einkommensniveau. Schließlich zeigen die Korrelationskoeffizienten für die beiden unterschiedenen Transferarten zwar das erwartete negative Vorzeichen – d. h. je geringer das Haushaltsnettoeinkommen ist, desto höher sind die Transfereinkommen –, die Beziehung scheint aber sehr schwach zu sein. Insbesondere bei den steuerfinanzierten Transfers der Gebietskörperschaften wird implizit meist eine Bedarfsabhängigkeit und Gewährung nach dem Subsidiaritätsprinzip angenommen, so dass eine stärkere negative Korrelation mit dem Haushaltsnettoeinkommen zu erwarten war. In den neuen Bundesländern ist allerdings zumindest bei den Transfers der Sozialversicherung eine vergleichsweise deutliche (negative) Beziehung zur Höhe des Haushaltsnettoeinkommens festzustellen, was wieder mit der hohen Arbeitslosigkeit begründet werden kann.

### 5.3 Ungleichheitsanteile und Ungleichheitseffekte

In den jeweils vierten und fünften Spalten der Tabellen 2a bis 2c sind die sich aus den diskutierten drei Einflussfaktoren ergebenden Gesamteffekte ausgewiesen. Mit dem Ineq-Anteil wird der Beitrag der jeweiligen Einkommenskomponente zur Ungleichheit der Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen dargestellt, der sich aus der Multiplikation von Faktoranteil, faktorspezifischer Ungleichheit und Korrelation (mit dem Haushaltsnettoeinkommen) in Relation zur Gesamtungleichheit (Transformierten Variationskoeffizient,  $I_2$ , des Haushaltsnettoeinkommens) ergibt. Da der Ineq-Anteil wesentlich von der Bedeutung der jeweiligen Einkommens- bzw. Abgabenart in der Gesamtpopulation abhängt, wird er zur Erleichterung der In-

---

<sup>27</sup> Wie bei allen hier betrachteten faktorspezifischen Korrelationen handelt es sich um die Korrelation mit dem Haushaltsnettoeinkommen und von daher um eine eher formale Beziehung, da die persönlichen Steuern aus dem Haushaltsbruttoeinkommen entrichtet werden und mit diesem vergleichsweise stärker korrelieren (1993 in Westdeutschland: 0,8231).

terpretation auch in Relation zum Faktoranteil (Spalte 1) als Ineq-Effekt (Spalte 5) ausgewiesen.

Dass der größte Ungleichheitsanteil den Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit zuzurechnen ist, konnte wegen der Dominanz dieser Markteinkommensart erwartet werden. Überraschend ist aber, dass auch der Ungleichheitseffekt mit ungefähr 1,0 in Westdeutschland und 1,5 in Ostdeutschland hoch ist. Dies ist dahingehend zu interpretieren, dass der Beitrag der Einkommen aus unselbständiger Arbeit zur Ungleichheit der Haushaltsnettoeinkommen in den alten Ländern ihrem Anteil am aggregierten Haushaltsnettoeinkommen ungefähr entspricht, in den neuen Ländern aber um die Hälfte höher als der Faktoranteil ausfällt. Die Ungleichheitsanteile der sonstigen Markteinkommen sind zwar wesentlich geringer, im Verhältnis zu den Faktoranteilen allerdings weit überproportional. Der Ungleichheitsanteil der Einkommen aus selbständiger Tätigkeit macht in Westdeutschland mit knapp 40% das 3,5- bis 4-fache, in Ostdeutschland mit nur knapp 30% sogar das 5-fache des Anteils am aggregierten Haushaltsnettoeinkommen aus. Auch die Vermögenseinkommen tragen überproportional zur Ungleichheit der Nettoeinkommensverteilung bei, der Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums aber in Westdeutschland 1993 nur noch ungefähr proportional.

Die Umverteilungseffekte der staatlichen Transfers erweisen sich in der Darstellung der Tabellen 2a bis 2c als marginal, allenfalls in Ostdeutschland wird mit den Transfers der Sozialversicherung eine nennenswerte, wenn auch weit unterproportionale Reduzierung der Ungleichheit erreicht. Bei den Transfers der Gebietskörperschaften hat sich in Westdeutschland zwischen 1988 und 1993 zwar eine Verstärkung des Einflusses ergeben, er ist aber nach wie vor sehr gering; die relative Reduktion der Gesamtungleichheit entspricht 1993 nur 11% des (negativen) Anteils dieser Transfers am aggregierten Haushaltsnettoeinkommen. Von den direkten Abgaben gehen wesentlich stärkere Wirkungen auf die Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen aus. Dabei ist der die Ungleichheit senkende Effekt der Sozialversicherungsbeiträge in den alten Ländern unterproportional und darüber hinaus im Untersuchungszeitraum gesunken, während er in den neuen Ländern den (negativen) Anteil am aggregierten Haushaltsnettoeinkommen sogar übersteigt. Demgegenüber erweist sich der die Ungleichheit der Einkommensverteilung mäßigende Einfluss der persönlichen Steuern in beiden Landesteilen als überproportional. In Westdeutschland ist der ausgleichende Effekt allerdings im Beobachtungszeitraum zurückgegangen; 1993 belief sich die Ungleichheitsreduktion aber immer noch auf knapp ein Viertel des für das Haushaltsnettoeinkommen gemessenen Wertes von  $I_2$  bzw. auf das 1,6-fache des (negativen) Steueranteils am aggregierten Haushaltsnettoeinkommen.

Die Komponentenzerlegung der Ungleichheit der Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen hat zu Ergebnissen geführt, die nicht immer mit gängigen Vorstellungen über Verteilungsstrukturen übereinstimmen. Die Verteilungsungleichheit wird nicht von den Einkommen aus selbständiger Tätigkeit und aus Vermögen dominiert – auch wenn ihr Einfluss weit überproportional ist –, sondern von den insgesamt bedeutsameren Einkommen aus unselbständiger Arbeit. Eine nennenswerte Reduktion der Ungleichheit geht nur von den direkten Abgaben, insbesondere von der Lohn- bzw. Einkommensteuer aus, während der Effekt der staatlichen Transfers kaum sichtbar ist. Dieses Ergebnis ist aber nur auf den ersten Blick überraschend und lässt sich mit den Zielrichtungen und der Ausgestaltung des sozialen Sicherungssystems erklären. Im Sozialversicherungsbereich ist weniger das Ziel der interpersonellen Umverteilung als vielmehr das Äquivalenzprinzip verankert. Da sich die Transfers hier also vorwiegend an früheren Beitragsleistungen orientieren, spiegelt sich die in der Erwerbsphase angelegte Verteilungsungleichheit in der Verteilung der Lohnersatzleistungen wieder. Die steuerfinanzierten Transfers<sup>28</sup> sind demgegenüber stärker an Umverteilungsgesichtspunkten und an der Bedürftigkeit orientiert. Vertikale Verteilungsaspekte können aber nur unzureichend mit dem Haushaltsnettoeinkommen erfasst werden, da – wie bereits ausgeführt – die Haushaltsgröße und -struktur wesentlich für den mit einem gegebenen Einkommen verbundenen Lebensstandard sind. Darüber hinaus sind im deutschen Transfersystem auch horizontale Umverteilungsziele – insbesondere im Familienlastenausgleich mit dem einkommensunabhängigen Kindergeld – und Entschädigungsgesichtspunkte – im Rahmen der Kriegsopferversorgung und der Wiedergutmachung an rassistisch, religiös und politisch Verfolgte u. ä. – verankert, so dass durch die Zusammenfassung aller steuerfinanzierten Transfers der vertikale Umverteilungseffekt zumindest teilweise kompensiert wird. Wie sich im folgenden bei der Bezugnahme auf Personen zeigen wird, bewirken die steuerfinanzierten Transfers aber durchaus eine Verminderung der Verteilungsungleichheit, die in der auf Haushalte gerichteten Betrachtung verdeckt wird.

---

<sup>28</sup> Wie bereits erwähnt, zählen hierzu nicht die Versorgungsleistungen an (ehemalige) Staatsbedienstete, die unter der Kategorie der Sozialversicherungstransfers subsumiert sind.

## 6. Komponenten der Ungleichheit der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen

### 6.1 Struktur des Einkommensaggregats

Die einleitenden methodischen Erläuterungen und die Interpretation der Tabellen 2a bis 2c haben gezeigt, dass die Bezugnahme auf Haushalte zentrale verteilungspolitische Fragen nicht beantworten kann und eine Zerlegung der Ungleichheit der Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen insbesondere zur Erfassung der Umverteilungseffekte staatlicher Maßnahmen unzureichend ist. Deshalb wird mit den Tabellen 3a bis 3c eine Dekompositionsanalyse für die personelle Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen vorgestellt. Die Komponentenzerlegung folgt dem gleichen formalen Ansatz wie im vorhergehenden Abschnitt, wobei wegen der Bezugnahme auf das äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen auch alle Einkommens- bzw. Abgabearten mit der erwähnten Skala zu gewichten und mit der betroffenen Personenzahl hochzurechnen waren. Darüber hinaus wird die Analyse im folgenden um eine stärkere Differenzierung der steuerfinanzierten Transfers erweitert. Ausschlaggebend war dabei das jeweilige Verteilungsziel der zahlreichen Transferarten, und begrenzt wurde dieser Ansatz durch den Differenzierungsgrad des Datenmaterials. Daraus ergab sich eine Aufspaltung der steuerfinanzierten Transfers in das einkommensunabhängige Kindergeld (KIGELD) mit horizontaler Umverteilungsrichtung, die Renten der Kriegsopferversorgung (KOV) mit ausgeprägtem Entschädigungscharakter, die sonstigen Transfers mit Entschädigungscharakter (TRG\_REP)<sup>29</sup> und die überwiegend bedarfsabhängig ausgestalteten Transfers mit vertikaler Umverteilungsrichtung (TRG\_VUMV)<sup>30</sup>.

Die jeweils erste Spalte der Tabellen 3a bis 3c zeigt – analog zu den Tabellen 2a bis 2c – die Struktur des Einkommensaggregats, wobei es sich beim aggregierten Nettoäquivalenzeinkommen um eine fiktive Größe im Sinne des aggregierten personellen Wohlstands handelt. Im jeweils oberen Teil der Tabellen wurde nach den gleichen Einkommensarten wie bei der Dekomposition der Haushaltsnettoeinkommen differenziert, im jeweils unteren Teil sind die

---

<sup>29</sup> Wiedergutmachung an rassistisch, religiös und politisch Verfolgte, Entschädigung für Opfer von Gewalttaten, Kriegsopferversorgung nach dem Bundesversorgungsgesetz, Jugendhilfe nach dem Jugendwohlfahrtsgesetz; die Einkommenskategorie TRG\_REP umfasst schließlich auch – sehr unsystematisch – die Arbeitnehmersparzulage und sonstige laufende Übertragungen der Gebietskörperschaften, da diese im verfügbaren Datenmaterial nicht isoliert ausgewiesen sind.

<sup>30</sup> Arbeitslosenhilfe, Sozialhilfe, Wohngeld, Erziehungsgeld, Leistungen nach dem BAföG, Mutterschaftsgeld.



Transfers der Gebietskörperschaften (TRGEB) in die genannten vier Komponenten aufgespalten. Die Struktur der aggregierten Nettoäquivalenzeinkommen ist der Zusammensetzung der Haushaltsnettoeinkommen sehr ähnlich, wenn auch nicht vollkommen gleich, da für verschiedene Haushaltstypen jeweils unterschiedliche Einkommensstrukturen typisch sind. Es zeigen sich aber wieder die Dominanz der Einkommen aus unselbständiger Arbeit, die zunehmende Bedeutung der Vermögenseinkommen in Westdeutschland, die vergleichsweise geringe Bedeutung dieser Einkommen in Ostdeutschland sowie die hohen Anteile der Transfers in Ostdeutschland.

Aus der Aufspaltung der Transfers der Gebietskörperschaften, die in Westdeutschland ungefähr 4%, in Ostdeutschland 6% des Nettoeinkommens ausmachen, geht hervor, dass das einkommensunabhängige Kindergeld nur wenig hinter den bedarfsabhängigen Transfers (TRG\_VUMV) zurückbleibt. Der Einkommensanteil der bedarfsabhängigen Transfers ist in den neuen Bundesländern allerdings doppelt so hoch wie in den alten Ländern, wobei es sich in den neuen Ländern wahrscheinlich zum großen Teil um Arbeitslosenhilfe handelt. Die Transfers mit Entschädigungscharakter haben demgegenüber erwartungsgemäß nur marginale Bedeutung.

## 6.2 Faktorspezifische Ungleichheiten und Korrelationen

Wie bereits aus der Tabelle 1 hervorgegangen ist, weist die personelle Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen ( $I_2$  der jeweils ersten Zeile in den Tabellen 3a bis 3c; Bezugseinheiten: Personen) eine wesentlich geringere Ungleichheit – bei allerdings steigender Tendenz in Westdeutschland – als die Nettoeinkommensverteilung nach Haushalten ( $I_2$  der jeweils ersten Zeile in den Tabellen 2a bis 2c) auf. Die Ungleichheitsindikatoren der Verteilung der einzelnen Einkommenskomponenten liegen zwar überwiegend in der personenbezogenen Betrachtung ebenfalls unter denen in der haushaltsbezogenen Betrachtung, teilweise sind sie aber auf ähnlichem oder sogar gleichem Niveau. Für das Verhältnis zwischen den jeweils entsprechenden faktorspezifischen Ungleichheiten auf der Haushalts- und auf der Personenebene ist ausschlaggebend, wie sich die jeweilige Einkommenskomponente auf Haushalte unterschiedlicher Größe verteilt. Beispielsweise fallen Einkommen aus unselbständiger Arbeit – und entsprechend auch Sozialversicherungsbeiträge und Steuern –vergleichsweise häufig in Mehrpersonenhaushalten (Familien) an, so dass sich die Verteilung auf der personellen Ebene gleichmäßiger (für YUST 1993 in Westdeutschland:  $I_2 = 0,4838$ ) als auf der Haushaltsebene (für YUST 1993 in Westdeutschland:  $I_2 = 0,6120$ ) darstellt. Ähnliches gilt für die Einkommen

aus selbständiger Tätigkeit, die aber auch in der personenbezogenen Betrachtung bei weitem die größte faktorspezifische Ungleichheit der Verteilung aufweisen. Demgegenüber liegen die Indikatoren für die Vermögenseinkommen (ohne Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums) bei Bezugnahme auf Personen und auf Haushalte nahe zusammen. Die Verteilung der (äquivalenzgewichteten) Transfers der Sozialversicherung auf Personen ist sogar deutlich ungleichlicher als die haushaltsbezogene Verteilung, da die hier dominierenden Alterssicherungsleistungen vorwiegend an kleine Haushalte fließen. Transfers der Gebietskörperschaften, Sozialversicherungsbeiträge und persönliche Steuern sind wiederum gleichmäßiger auf Personen (im Haushaltskontext) als auf Haushalte verteilt, weil hier tendenziell größere Haushalte die Empfänger bzw. die Leistenden sind.

Die weitere Aufspaltung der Transfers der Gebietskörperschaften im jeweils unteren Teil der Tabellen 3a bis 3c belegt die Heterogenität der Komponente TRGEB. Während das Kindergeld mit einem Transformierten Variationskoeffizienten von knapp 1 relativ gleichmäßig verteilt ist, weisen die weiteren Bestandteile von TRGEB wegen ihrer Ausrichtung auf kleine Bevölkerungsgruppen (Spalte 6) extrem hohe faktorspezifische Ungleichheiten auf. Die Kriegsopferversorgung und die sonstigen Transfers mit Entschädigungscharakter haben von 1988 von ohnehin geringem Niveau aus bis 1993 an Bedeutung verloren und fließen einem abnehmenden Bevölkerungsteil zu, was zu Extremwerten von  $I_2$  von mehr als 40 führt. Auch die Transfers mit vertikaler Umverteilungsrichtung fallen wegen ihrer strengen Bedarfsorientierung nur bei einer begrenzten Gruppe<sup>31</sup> und zudem in sehr unterschiedlicher Höhe an, so dass die faktorspezifische Ungleichheit in den alten Ländern bei ca. 5, in den neuen Ländern aber infolge der größeren Verbreitung von Notlagen infolge von Arbeitslosigkeit bei nur 2,7 liegt.

Die faktorspezifischen Korrelationen mit dem Nettoäquivalenzeinkommen schließlich weisen einige Unterschiede zu den entsprechenden Korrelationen mit dem Haushaltsnettoeinkommen auf. Zwar ergibt sich auch in der personenbezogenen Betrachtung der stärkste Zusammenhang bei den persönlichen Steuern, für die (äquivalenzgewichteten) Einkommen aus unselbständiger Arbeit – und entsprechend auch für die Sozialversicherungsbeiträge – aber eine schwächere Korrelation mit dem Nettoäquivalenzeinkommen als im Fall ohne Äquivalenzgewichtung zum Haushaltsnettoeinkommen. Für Westdeutschland zeigt sich wieder ein Anstieg des Korrelationskoeffizienten der Vermögenseinkommen zwischen 1988 und 1993.

Anders als in der haushaltsbezogenen Darstellung weist der Koeffizient der Transfers der Sozialversicherung nun aber ein positives Vorzeichen auf bzw. liegt für Ostdeutschland nahe bei null. Bei Bezugnahme auf Personen lässt sich also für die beitragsfinanzierten Transfers keine Verringerung der Ungleichheit der Nettoäquivalenzeinkommen feststellen. Im Gegensatz dazu erweist sich die negative Korrelation zwischen den (äquivalenzgewichteten) Transfers der Gebietskörperschaften und dem Nettoäquivalenzeinkommen als ausgeprägter als im Rahmen der Dekompositionsanalyse der Haushaltsnettoeinkommen, selbst wenn zunächst der heterogene Gesamtkomplex (TRGEB) betrachtet wird. Die zumindest teilweise bedarfsabhängige Ausgestaltung der steuerfinanzierten Transfers wird also durch den Übergang von der Haushalts- zur Personenebene sichtbar. Überraschenderweise ergibt die Differenzierung der Transfers der Gebietskörperschaften, dass das einkommensunabhängige Kindergeld und die bedarfsabhängigen Transfers insbesondere im Jahr 1993 in sehr ähnlichem Ausmaß negativ mit dem Haushaltsnettoeinkommen korrelieren; darin kommt die mit zunehmender Kinderzahl im Durchschnitt sinkende Einkommensposition der Familien zum Ausdruck.

### 6.3 Ungleichheitsanteile und Ungleichheitseffekte

Die drei diskutierten Elemente der Komponentenzerlegung der Verteilungsungleichheit – Faktoranteile, faktorspezifische Ungleichheiten und Korrelationskoeffizienten – ergeben auch in der personenbezogenen Darstellung eine Dominanz des Ungleichheitsanteils der Einkommen aus unselbständiger Arbeit. Sie fällt aber zumindest in Westdeutschland mit 66% (1988) bzw. 61% (1993) schwächer aus als bei der Dekomposition der Ungleichverteilung der Haushaltseinkommen (77% bzw. 71%), während die Ungleichheitsanteile der Selbständigen- und Vermögenseinkommen vergleichsweise höher sind. Der Beitrag der Einkommen aus selbständiger Tätigkeit lag 1993 in den alten wie in den neuen Ländern bei zwei Fünfteln der insgesamt gemessenen Ungleichheit der Nettoäquivalenzeinkommen; der Ungleichheitsanteil der Vermögenseinkommen einschließlich des Mietwerts selbstgenutzten Wohneigentums belief sich 1993 in Westdeutschland auf ein Viertel, in Ostdeutschland auf nur knapp 9%. Aus den entsprechenden Ungleichheitseffekten gehen die Einflüsse der einzelnen Markteinkommensarten auf die personelle Verteilung noch deutlicher hervor. Der Ungleichheitsanteil der Unselbständigeneinkommen ist in Westdeutschland unterproportional, während er in Ostdeutschland ungefähr um 30% über dem Faktoranteil liegt. Am stärksten sind die Ungleichheitseffek-

---

<sup>31</sup> 1993 gehörten in Westdeutschland aber immerhin ein Fünftel, in Ostdeutschland sogar fast zwei Fünftel der

te der Selbständigen- und der Vermögenseinkommen. Bei ersteren beträgt der relative Beitrag zur Gesamtungleichheit in den alten Ländern das 4-fache des Faktoranteils und in den neuen Ländern sogar fast das 7-fache, bei den Vermögenseinkommen liegt der Ungleichheitsanteil beim Doppelten (Ostdeutschland) bis nahezu 3-fachen (Westdeutschland) des jeweiligen Anteils am aggregierten Nettoäquivalenzeinkommen. Demgegenüber ist der Ungleichheitseffekt des Mietwerts selbstgenutzten Wohneigentums in den alten wie in den neuen Ländern im Vergleich zum jeweiligen Faktoranteil unterproportional.

Hinsichtlich der Transfereinkommen ergibt sich für den Sozialversicherungsbereich kein merklicher, die Ungleichheit der Verteilung reduzierender Effekt, da – wie bereits ausgeführt – die Verteilung der Lohnersatzleistungen zu einem erheblichen Teil die Ungleichheit der Arbeitseinkommen widerspiegelt. Der Ungleichheitsanteil ist in Westdeutschland mit ca. einem Drittel des Einkommensanteils aber weit unterproportional bzw. in Ostdeutschland sogar ungefähr null. Demgegenüber ergeben sich für die steuerfinanzierten Transfers (TRGEB) erhebliche negative Ungleichheitseffekte, d. h. dass von ihnen eine deutliche Reduktion der Ungleichverteilung der Nettoäquivalenzeinkommen ausgeht: in den alten Ländern um 3%, in den neuen Ländern um 6,3% der jeweiligen Gesamtungleichheit ( $I_2$  von HYN). Unter Berücksichtigung des geringen Volumens dieser Transferart sind ihre ausgleichenden Effekte beträchtlich; sie sind in Westdeutschland leicht unterproportional zum entsprechenden Einkommensanteil<sup>32</sup>, in Ostdeutschland ungefähr proportional<sup>33</sup>. Eine Untergliederung der Transfers der Gebietskörperschaften zeigt zudem, dass die die Ungleichheit reduzierenden Effekte der bedarfsorientierten Transfers (TRG\_VUMV) deutlich überproportional sind<sup>34</sup>, während sie beim Kindergeld nur die Hälfte (Westdeutschland 1988) bis ungefähr zwei Drittel (Ostdeutschland 1993) des jeweiligen Einkommensanteils ausmachen. Der ausgleichende Effekt der bedarfsorientierten Transfers wird aber noch deutlich übertroffen von dem der persönlichen Steuern (TAX). 1993 machte die Reduktion der Ungleichheit der Verteilung insbesondere durch die progressive Einkommensteuer ungefähr ein Viertel der Gesamtungleichheit ( $I_2$ ) der Nettoäquivalenzeinkommen aus, das entspricht in den alten Ländern dem 1,9-fachen, in den neuen Ländern sogar dem 2,7-fachen des jeweiligen Anteils der persönlichen Steuern am aggregierten Nettoäquivalenzeinkommen. Von daher erscheint das Einkommensteuersystem unter verteilungspolitischen Aspekten als besonders effizient. Die Umverteilungseffizienz

---

Bevölkerung zu Haushalten mit Bezug dieser Transferart (Spalte 6).

<sup>32</sup> Ineq-Effekt: -0,8555.

<sup>33</sup> Ineq-Effekt: -1,0366.

<sup>34</sup> Ineq-Effekt: -1,3547 in Westdeutschland (1993), -1,4666 in Ostdeutschland.

der bedarfsorientierten Transfers (TRG\_VUMV) ist aber nicht minder einzuschätzen. Die negativen Ungleichheitseffekte fallen zwar nicht ganz so deutlich wie bei den persönlichen Steuern aus; wenn aber berücksichtigt wird, dass bedarfsorientierte Transfers nur den unteren Einkommensbereich betreffen, das Einkommensteuersystem aber über die Gesamtverteilung wirkt, ist der nachgewiesene ausgleichende Effekt der Transfers hoch zu bewerten.

Abschließend soll noch kurz der Frage nachgegangen werden, auf welche spezifischen Entwicklungen von Einkommenskomponenten die Veränderung der personellen Einkommensverteilung in Westdeutschland zwischen 1988 und 1993 bzw. auf welche Komponenten der erhebliche Unterschied zwischen den personellen Einkommensverteilungen in West- und Ostdeutschland zurückzuführen ist. Tabelle 4 zeigt in der linken Spalte eine Dekomposition der zeitlichen Entwicklung entsprechend der Gleichung (2). In der ersten Zeile ist die absolute Gesamtänderung des Transformierten Variationskoeffizienten ausgewiesen, die etwa 13% des Wertes von 1988 entspricht. Sie ist zurückzuführen

- auf einen Anstieg der absoluten Ungleichheitsanteile der vier Arten der Marktäquivalenzeinkommen – insbesondere des Ungleichheitsanteils der Vermögenseinkommen –, der 96% des Gesamtanstiegs ausmacht;
- auf einen leichten Rückgang des absoluten Ungleichheitsanteils der Sozialversicherungstransfers bzw. eine leichte Verstärkung des die Ungleichheit reduzierenden Anteils der steuerfinanzierten Transfers, was mit -11,5% zur Gesamtänderung beiträgt;
- auf einen merklichen Rückgang des die Ungleichheit reduzierenden Beitrags der persönlichen Steuern, was in einem positiven Beitrag zur Gesamterhöhung von fast 14% resultiert und die umgekehrte Änderungsrichtung der Transfers überkompensiert;
- auf einen leichten Anstieg des absoluten Ungleichheitsanteils der Residualeinkommen.

Die Zunahme der Ungleichheit der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Westdeutschland ist also auf Entwicklungen im Bereich der Primäreinkommen zurückzuführen. Dies scheint auf den ersten Blick in gewissem Widerspruch zu den teilweise deutlich gesunkenen Werten von  $I_2$  (vgl. Tabelle 3a und 3b, jeweils 2. Spalte) und zu früheren Aussagen hinsichtlich der Entwicklung der Verteilung der Faktoräquivalenzeinkommen zu stehen<sup>35</sup>. Der Effekt der gesunkenen Werte von  $I_2$  der Marktäquivalenzeinkommensarten wird aber überkompensiert durch die gestiegene Korrelation der (äquivalenzgewichteten) Einkommen aus selbständiger Arbeit, Vermögen und Selbstnutzung von Wohneigentum, wobei insbesondere auch der Anteil der Vermögenseinkommen am gesamten Nettoäquivalenzeinkommen

gestiegen ist. Der gestiegene Ungleichheitsbeitrag der vier Markteinkommensarten ist durch die vier Komponenten des „Umverteilungssystems“ – Transfers der Sozialversicherung, steuerfinanzierte Transfers, Sozialversicherungsbeiträge und persönliche Steuern – nicht ausgeglichen worden.

Die in den neuen Ländern 1993 wesentlich geringere Ungleichheit der personellen Verteilung ist erwartungsgemäß auf gegenüber Westdeutschland geringere absolute Ungleichheitsanteile aller Markteinkommensarten zurückzuführen, wobei die Differenz bei den Einkommen aus unselbständiger Arbeit gering und bei den Selbständigen- und Vermögenseinkommen mit 44% bzw. 34% der Gesamtdifferenz umso größer ist. In die gleiche Richtung wirken aber auch die Sozialversicherungstransfers, die in den neuen Ländern die Ungleichheit der Verteilung nicht erhöhen und dadurch knapp ein Fünftel der Gesamtdifferenz gegenüber Westdeutschland verursachen. Hinsichtlich des die Ungleichheit reduzierenden Beitrags der steuerfinanzierten Transfers gibt es demgegenüber keine nennenswerten Unterschiede zwischen beiden Landesteilen und bei den persönlichen Steuern erwartungsgemäß eine in Westdeutschland wesentlich stärkere (absolute) Minderung der Ungleichheit als in Ostdeutschland.

## **7. Zusammenfassung**

Ergebnisse von Verteilungsanalysen fallen je nach der Bezugseinheit – Haushalt oder Person – recht unterschiedlich aus. Dies gilt sowohl für das Niveau von Verteilungsindikatoren und deren Entwicklung im Zeitverlauf, als auch hinsichtlich der Beiträge einzelner Einkommens- und Abgabearten zu der gemessenen Ungleichheit. Auf der Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1988 und 1993 und unter Verwendung der „älteren OECD-Skala“ hat sich gezeigt, dass die Ungleichheit der personellen Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen im Beobachtungszeitraum in den alten Ländern zugenommen hat, aber nach wie vor wesentlich gleichmäßiger als die unveränderte Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen auf Haushalte ist. In den neuen Ländern ist der Unterschied zwischen der haushaltsbezogenen und der personenbezogenen Einkommensverteilung noch deutlicher bei insgesamt geringerer Ungleichheit als in den alten Ländern.

Auch die Zerlegung der aggregierten Ungleichheit nach Einkommenskomponenten führt zu teilweise abweichenden Ergebnissen in Abhängigkeit von der Bezugseinheit, da bei einzelnen Haushaltstypen im Durchschnitt jeweils unterschiedliche Einkommensarten dominie-

---

<sup>35</sup> Vgl. Hauser, R., I. Becker (2000).

ren. Entgegen gängigen Vorstellungen über Verteilungsstrukturen zeigt sich allerdings generell, dass die Verteilungsungleichheit zum größten Teil durch die Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit bestimmt wird. Zwar sind die Selbständigen- und Vermögenseinkommen erwartungsgemäß wesentlich ungleicher verteilt, durch ihren vergleichsweise geringen Anteil am Gesamteinkommen ist ihr Einfluss auf die Gesamtverteilung aber – insbesondere in Ostdeutschland, aber auch in Westdeutschland – begrenzt. Dies wird bei der Analyse der personellen Verteilung allerdings weniger deutlich als bei der Bezugnahme auf Haushalte.

Wiederum im Gegensatz zu verbreiteten Annahmen wird die Ungleichheit der Verteilung der Haushaltseinkommen durch staatliche Transferzahlungen nicht oder nur unwesentlich gemildert. Dies ist aber nur auf den ersten Blick überraschend, da nur ein geringer Teil der Transfers vorrangig vertikalen, interpersonellen Umverteilungszielen dient. Die Leistungen der Sozialversicherung und vergleichbarer Systeme bezwecken hauptsächlich eine intertemporale Umverteilung und Lebensstandardsicherung bei Eintritt bestimmter Risikotatbestände (Alter, Tod des Ernährers, Unfall, Arbeitslosigkeit, Krankheit), so dass sie die Verteilung der Einkommen aus unselbständiger Arbeit abgeschwächt widerspiegeln. Demzufolge geht auch von ihnen keine merkliche Verminderung der Ungleichheit der Nettoeinkommensverteilung auf der Haushaltsebene bzw. sogar eine leichte Erhöhung der Ungleichheit der personellen Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Westdeutschland aus. Aber selbst von den steuerfinanzierten Transfers geht unter Bezugnahme auf Haushalte insgesamt nur ein sehr geringer nivellierender Effekt aus. Hier wird die konzeptionelle Schwäche des analytischen Ansatzes am ungewichteten Haushaltseinkommen besonders deutlich. Denn mit dem Haushaltseinkommen wird ohne eine Berücksichtigung der Haushaltsgröße und -struktur die Bedarfssituation der Haushaltsmitglieder, die für viele steuerfinanzierte Transfers maßgeblich ist, nur unzureichend erfasst. Dementsprechend erweist sich der ausgleichende Effekt der Transfers der Gebietskörperschaften unter Bezugnahme auf Personen als recht deutlich, wenn auch in Westdeutschland im Vergleich zum Anteil am Einkommensaggregat als unterproportional. Bei einer weiteren Aufspaltung des heterogenen Komplexes der steuerfinanzierten Transfers in das einkommensunabhängige Kindergeld, Einkommensübertragungen mit Entschädigungscharakter und Transfers mit dem vorrangigen Ziel vertikaler Umverteilung zeigt sich aber auch für Westdeutschland eine weit überproportionale Reduzierung der Ungleichheit der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen durch i. e. S. bedarfsabhängige Transfers. Absolut gesehen macht der ausgleichende Effekt zwar in den alten Ländern weniger als ein Zehntel, in den neuen Ländern ungefähr ein Fünftel der entsprechenden Effekte der persönlichen Steuern aus; unter Berücksichtigung des geringen Volumens der Transfers mit vorwiegend vertikaler

Ausrichtung ergibt sich aber eine recht hohe Effizienz. Sie scheint in Westdeutschland zwischen 1988 und 1993 allerdings etwas zurückgegangen zu sein, ähnlich wie der ausgleichende Einfluss der persönlichen Steuern.

Schließlich zeigt sich für das Kindergeld eine nur mäßige relative Reduzierung der Ungleichheit der personellen Einkommensverteilung, die 1993 in West- wie in Ostdeutschland nur ungefähr zwei Dritteln des Anteils am Einkommensaggregat entspricht. Dies ist angesichts der horizontalen Ausrichtung des Familienlastenausgleichs in Deutschland nicht verwunderlich, könnte aber für eine Zieldiskussion im Zusammenhang mit Reformüberlegungen Anlass geben.



## Anhang

(1) Gini-Koeffizient

$$G = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^n i y_i \quad \text{wobei } y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_n$$

große Sensitivität bei hoher Dichte, also im mittleren Einkommensbereich.

(2) Atkinson-Maß

$$A = 1 - \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i}{\mu} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad \text{für } \varepsilon \neq 1$$

große Sensitivität im unteren Einkommensbereich

bzw.

$$A = 1 - \exp \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left( \frac{y_i}{\mu} \right) \right] \quad \text{für } \varepsilon = 1$$

(3) Theil-Index

$$I_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left( \frac{\mu}{y_i} \right)$$

große Sensitivität im unteren Einkommensbereich

(4) Transformierter Variationskoeffizient

$$I_2 = \frac{V^2}{2} \quad \text{mit } V = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2}}{\mu}$$

große Sensitivität im oberen Einkommensbereich

Legende:  $n$  = Bevölkerungsgröße

$\mu$  = Gesamtdurchschnittseinkommen

$y_i$  = Einkommen der Person  $i$

$I_0$  = Theil-Index, bottom sensitive (durchschnittliche logarithmische Abweichung)

$V$  = Variationskoeffizient

Ein Querstrich über den Variablen zeigt den Durchschnitt von Werten der Basisperiode und der aktuellen Periode an.

$\Delta$  gibt die Differenz zwischen Werten der Basisperiode und Werten der aktuellen Periode an.

**Tabelle 1: Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen<sup>1</sup> (Haushaltsebene) und der Nettoäquivalenzeinkommen<sup>2</sup> (Personenebene) 1988 und 1993**

Verteilungsmaß <sup>3</sup>	Haushaltsebene				Personenebene			
	ohne Ausländer		mit Ausländern		ohne Ausländer		mit Ausländern	
	1988	1993 West	1993 West	1993 Ost	1988	1993 West	1993 West	1993 Ost
Durchschnittseinkommen	3592	4794	4787	3313	2000	2648	2630	1783
Gini-Koeffizient	0,32 9	0,33 3	0,33 3	0,28 8	0,25 3	0,26 7	0,26 9	0,19 9
Atkinson-Maß, $\varepsilon = 1,0$	0,17 0	0,17 2	0,17 2	0,12 9	0,10 1	0,11 0	0,11 2	0,06 3
$\varepsilon = 2,0$	0,34 0	0,32 3	0,32 4	0,24 4	0,19 9	0,20 6	0,21 0	0,11 7
Theil-Maß <sup>4</sup>	0,18 6	0,18 9	0,18 9	0,13 8	0,10 6	0,11 7	0,11 8	0,06 5
$I_2$ <sup>5</sup>	0,20 7	0,21 5	0,21 4	0,15 6	0,13 3	0,14 9	0,15 0	0,08 7
Quintilsanteile (in %)								
1. Quintil	7,0	7,0	7,0	8,3	9,9	9,6	9,5	11,9
2. Quintil	12,0	12,0	12,0	13,0	14,4	13,9	13,9	15,6
3. Quintil	17,3	17,1	17,1	18,0	17,9	17,6	17,6	18,6
4. Quintil	23,9	23,7	23,7	24,0	22,4	22,5	22,5	22,0
5. Quintil	39,7	40,2	40,2	36,7	35,4	36,4	36,5	31,9
Relative Einkommensposition von ... bis unter ...	Haushalte in % aller Haushalte				Personen in % der Gesamtbevölkerung			
- 0,50	21,5	21,1	21,0	16,3	8,8	10,1	10,3	3,1
0,50 - 0,75	20,7	21,3	21,3	21,8	24,8	26,2	26,2	22,6
0,75 - 1,00	16,9	17,7	17,9	19,4	27,1	24,8	24,5	33,3
1,00 - 1,25	14,0	13,5	13,5	15,8	17,9	16,9	16,9	23,0
1,25 - 1,50	9,9	9,3	9,2	12,0	9,6	9,1	9,2	9,8
1,50 - 2,00	10,3	10,2	10,1	10,1	7,5	8,1	8,1	5,8
2,00 - 3,00	5,4	5,6	5,6	3,8	3,5	3,8	3,9	2,1
3,00 u.m.	1,3	1,4	1,4	0,8	0,8	1,0	1,0	0,3

<sup>1</sup> Jahreseinkommen aus selbständiger Tätigkeit, aus unselbständiger Arbeit und aus Vermögen (einschl. Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums), Transferzahlungen der Sozialversicherung und der Gebietskörperschaften, der betrieblichen Altersversorgung bzw. der Zusatzversorgung im öffentlichen Dienst, laufende Einnahmen aus Lebensversicherungsverträgen und von privaten Unfallversicherungen, Transfers von anderen privaten Haushalten abzüglich Lohn- bzw. Einkommensteuer, Vermögensteuer und Pflichtbeiträge zur Sozialversicherung.

<sup>2</sup> Zur Umrechnung des Haushaltsnettoeinkommens (vgl. Fußnote 1) in das Nettoäquivalenzeinkommen wurde die ältere OECD-Skala herangezogen. Danach erhält der Haushaltsvorstand ein Gewicht von 1,0; weitere Haushaltsmitglieder ab dem Alter von 15 Jahren werden mit 0,7 gewichtet, Kinder und Jugendliche bis einschl. 14 Jahren mit 0,5.

<sup>3</sup> Zur Definition der Maße siehe Anhang.

<sup>4</sup> Die hier verwendete "bottom-sensitive" Variante des Theil-Maßes entspricht der mittleren logarithmischen Abweichung bzw.  $I_0$  der "Generalized Entropy Family" (GEF).

<sup>5</sup> Dieses Maß entspricht der Hälfte des quadrierten Variationskoeffizienten ("Transformierter Variationskoeffizient").

**Tabelle 2a: Zerlegung der Ungleichheit der Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen in Ungleichheitseffekte ausgewählter Einkommensarten (faktorspezifische Ungleichheiten), Westdeutschland 1988<sup>1</sup>**

Einkommens- bzw. Abgabenart	Y-Anteil	I <sub>2</sub>	Corr.	Ineq-Anteil	Ineq-Effekt	HH-Anteil
HYN	1,0000	0,2069	1,0000	1,0000	1,0000	100,0
YUST	0,7139	0,6504	0,6053	0,7660	1,0731	58,9
YST	0,1033	11,6174	0,5085	0,3936	3,8100	8,4
YV	0,0522	5,1237	0,4132	0,1074	2,0561	81,1
MWEH	0,0710	0,8672	0,5644	0,0820	1,1554	44,7
TRSV	0,2368	1,0595	-0,0148	-0,0079	-0,0335	50,7
TRGEB	0,0419	1,8119	-0,0098	-0,0012	-0,0290	68,5
YRESID	0,0357	2,7556	0,0224	0,0029	0,0817	36,5
SVTAX	-0,1052	0,4793	0,4161	-0,0666	-0,6332	84,6
TAX	-0,1496	1,4297	0,7022	-0,2762	-1,8457	66,4

<sup>1</sup> ohne Haushalte mit ausländischer Bezugsperson.

Legende: vgl. Tabelle 2c.

**Tabelle 2b: Zerlegung der Ungleichheit der Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen in Ungleichheitseffekte ausgewählter Einkommensarten (faktorspezifische Ungleichheiten), Westdeutschland 1993**

Einkommens- bzw. Abgabenart	Y-Anteil	I <sub>2</sub>	Corr.	Ineq-Anteil	Ineq-Effekt	HH-Anteil
HYN	1,0000	0,2144	1,0000	1,0000	1,0000	100,0
YUST	0,7191	0,6120	0,5811	0,7059	0,9817	61,8
YST	0,1042	10,8809	0,5090	0,3778	3,6257	9,1
YV	0,0742	2,9657	0,5050	0,1394	1,8780	94,8
MWEH	0,0738	0,7726	0,5708	0,0800	1,0834	48,0
TRSV	0,2183	1,0658	-0,0128	-0,0062	-0,0285	51,3
TRGEB	0,0331	2,3447	-0,0330	-0,0036	-0,1091	45,0
YRESID	0,0313	3,1892	0,0366	0,0044	0,1411	34,1
SVTAX	-0,1092	0,4422	0,3810	-0,0597	-0,5471	85,4
TAX	-0,1448	1,2235	0,6884	-0,2381	-1,6443	70,1

Legende: vgl. Tabelle 2c.

**Tabelle 2c: Zerlegung der Ungleichheit der Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen in Ungleichheitseffekte ausgewählter Einkommensarten (faktorspezifische Ungleichheiten), Ostdeutschland 1993**

Einkommens- bzw. Abgabenart	Y-Anteil	$I_2$	Corr.	Ineq-Anteil	Ineq-Effekt	HH-Anteil
HYN	1,0000	0,1562	1,0000	1,0000	1,0000	100,0
YUST	0,7168	0,6504	0,7335	1,0730	1,4970	60,2
YST	0,0567	19,8348	0,4490	0,2870	5,0604	6,0
YV	0,0320	2,0646	0,3970	0,0462	1,4436	94,4
MWEH	0,0249	2,0892	0,3295	0,0300	1,2052	36,9
TRSV	0,3047	0,5154	-0,1365	-0,0756	-0,2480	69,7
TRGEB	0,0587	1,3901	-0,0190	-0,0033	-0,0567	65,3
YRESID	0,0269	3,8960	-0,0384	-0,0052	-0,1918	41,1
SVTAX	-0,1295	0,4470	0,6756	-0,1480	-1,1430	89,1
TAX	-0,0912	1,3760	0,7540	-0,2040	-2,2382	62,5

Legende:

HYN	Haushaltsnettoeinkommen
YUST	Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit
YST	Bruttoeinkommen aus selbständiger Arbeit (Landwirtschaft, Gewerbebetrieb oder freiberufliche Tätigkeit)
YV	Bruttoeinkommen aus Vermögen (Erträge aus Geldvermögen, Einnahmen aus Vermietung und Verpachtung)
MWEH	Mietwert von selbstgenutztem Wohneigentum
TRSV	Monetäre Übertragungen der Sozialversicherungen (ohne Arbeitslosenhilfe) und vergleichbare Transfers (Pensionen an frühere Beschäftigte des öffentlichen Dienstes, Leistungen der Zusatzversorgung im öffentlichen Dienst und der Betrieblichen Altersversorgung).
TRGEB	Monetäre Transfers der Gebietskörperschaften (Kindergeld, Arbeitslosenhilfe, Sozialhilfe, Erziehungsgeld, Wohngeld, BAföG, Mutterschaftsgeld, Renten der Kriegsopferversorgung, übrige laufende Übertragungen der Gebietskörperschaften)
YRESID	Sonstige Einkommen (insbesondere regelmäßige Übertragungen von privaten Versicherungen, Organisationen ohne Erwerbscharakter und von anderen privaten Haushalten sowie sonstige Einnahmen aus selbständiger Arbeit)
SVTAX	Pflichtbeiträge zur Sozialversicherung
TAX	Lohn- und Einkommensteuer, Kirchensteuer, Vermögensteuer
Y-Anteil	Anteil der jeweiligen Einkommenskomponente an HYN
$I_2$	Transformierter Variationskoeffizient der jeweiligen Einkommenskomponente
Corr	Pearson-Korrelationskoeffizient
Ineq-Anteil	Anteil der Ungleichheit der Verteilung der jeweiligen Einkommenskomponente an der Ungleichheit der Verteilung von HYN
Ineq-Effekt	Ineq-Anteil / Y-Anteil
HH-Anteil	Anteil der Haushalte mit Bezug der jeweiligen Einkommensart bzw. mit Abgabepflicht an allen Haushalten (in %)

**Tabelle 3a: Zerlegung der Ungleichheit der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Ungleichheitseffekte ausgewählter Einkommensarten (faktorspezifische Ungleichheiten), Westdeutschland 1988<sup>1</sup>**

Einkommens- bzw. Abga- benart	Y-Anteil	I <sub>2</sub>	Corr.	Ineq-Anteil	Ineq-Effekt	Pers.- Anteil
HYN	1,0000	0,1325	1,0000	1,0000	1,0000	100,0
YUST	0,7283	0,4894	0,4727	0,6616	0,9084	70,0
YST	0,1078	9,0961	0,4958	0,4428	4,1075	11,3
YV	0,0512	5,3584	0,4444	0,1446	2,8258	84,6
MWEH	0,0724	0,6628	0,4214	0,0682	0,9424	53,1
TRSV	0,2176	1,4711	0,1194	0,0866	0,3978	43,8
TRGEB	0,0435	1,6148	-0,1946	-0,0295	-0,6793	78,9
YRESID	0,0351	3,0819	-0,0080	-0,0014	-0,0386	40,0
SVTAX	-0,1057	0,3792	0,2663	-0,0476	-0,4505	85,0
TAX	-0,1501	1,2795	0,6973	-0,3252	-2,1666	75,8
KIGELD	0,0141	0,9415	-0,1832	-0,0069	-0,4883	54,3
KOV	0,0052	27,4422	0,0242	0,0018	0,3482	3,3
TRG_REP	0,0053	8,6286	0,0686	0,0030	0,5535	58,9 <sup>2</sup>
TRG_VUMV	0,0188	5,1498	-0,2338	-0,0274	-1,4574	21,1

<sup>1</sup> ohne Haushalte mit ausländischer Bezugsperson.

<sup>2</sup> Die sehr hohe Empfängerquote resultiert aus einer Vielzahl von Marginalbeträgen (ungefähr die Hälfte der Fälle liegt unter einem Betrag von 400,- DM im Jahr), die in der EVS 1993 kaum vorkommen.

Legende: Vgl. Tabellen 2c bzw. 3c, wobei hier HYN sowie alle Einkommenskomponenten äquivalenzgewichtet sind. Zur Äquivalenzskala vgl. die entsprechende Fußnote in Tabelle 1.

**Tabelle 3b: Zerlegung der Ungleichheit der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Ungleichheitseffekte ausgewählter Einkommensarten (faktorspezifische Ungleichheiten), Westdeutschland 1993**

Einkommens- bzw. Abga- benart	Y-Anteil	I <sub>2</sub>	Corr.	Ineq-Anteil	Ineq-Effekt	Pers.- Anteil
HYN	1,0000	0,1503	1,0000	1,0000	1,0000	100,0
YUST	0,7299	0,4838	0,4657	0,6098	0,8356	71,7
YST	0,1082	8,8792	0,5018	0,4173	3,8569	11,9
YV	0,0726	3,0973	0,5511	0,1816	2,5018	96,1
MWEH	0,0750	0,6072	0,4426	0,0667	0,8896	55,7
TRSV	0,2018	1,4606	0,1063	0,0669	0,3314	46,2
TRGEB	0,0352	1,8340	-0,2449	-0,0301	-0,8555	60,9
YRESID	0,0309	3,4391	0,0168	0,0025	0,0804	36,6
SVTAX	-0,1094	0,3711	0,2570	-0,0442	-0,4038	85,7
TAX	-0,1442	1,1227	0,6861	-0,2704	-1,8752	77,5
KIGELD	0,0135	0,9270	-0,2506	-0,0084	-0,6223	53,6
KOV	0,0029	41,7487	0,0245	0,0012	0,4083	2,1
TRG_REP	0,0022	45,5110	-0,0114	-0,0004	-0,1984	3,6
TRG_VUMV	0,0166	4,9732	-0,2355	-0,0225	-1,3547	21,2

Legende: Vgl. Tabellen 2c bzw. 3c, wobei hier HYN sowie alle Einkommenskomponenten äquivalenzgewichtet sind. Zur Äquivalenzskala vgl. die entsprechende Fußnote in Tabelle 1.

**Tabelle 3c: Zerlegung der Ungleichheit der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Ungleichheitseffekte ausgewählter Einkommensarten (faktorspezifische Ungleichheiten), Ostdeutschland 1993**

Einkommens- bzw. Abga- benart	Y-Anteil	I <sub>2</sub>	Corr.	Ineq-Anteil	Ineq-Effekt	Pers.-Anteil
HYN	1,0000	0,0866	1,0000	1,0000	1,0000	100,0
YUST	0,7385	0,4421	0,5817	0,9707	1,3145	72,7
YST	0,0586	16,5115	0,4965	0,4018	6,8561	8,1
YV	0,0313	2,1791	0,4153	0,0652	2,0834	95,4
MWEH	0,0253	1,6893	0,2006	0,0224	0,8860	42,9
TRSV	0,2840	0,7387	-0,0177	-0,0147	-0,0517	66,7
TRGEB	0,0608	1,1448	-0,2851	-0,0630	-1,0366	74,2
YRESID	0,0262	4,4201	-0,0545	-0,0102	-0,3894	43,1
SVTAX	-0,1320	0,2986	0,5097	-0,1249	-0,9465	90,9
TAX	-0,0928	1,1148	0,7429	-0,2473	-2,6656	71,5
KIGELD	0,0221	0,7386	-0,2315	-0,0149	-0,6761	58,3
KOV	0,0016	51,5232	0,0293	0,0011	0,7147	1,5
TRG_REP	0,0035	44,0323	-0,0001	-0,0000	-0,0023	3,0
TRG_VUMV	0,0336	2,6969	-0,2628	-0,0492	-1,4666	38,8

Legende: Vgl. Tabelle 2c, wobei hier HYN sowie alle Einkommenskomponenten äquivalenzgewichtet sind. Zur Äquivalenzskala vgl. die entsprechende Fußnote in Tabelle 1. 'Pers.-Anteil' bezeichnet den Anteil der Personen in Haushalten mit Bezug der jeweiligen Einkommensart bzw. mit Abgabepflicht an der Gesamtbevölkerung. In den unteren Blöcken der Tabellen 3a, 3b und 3c wurden die monetären Transfers der Gebietskörperschaften wie folgt untergliedert.

KIGELD Kindergeld

KOV Renten der Kriegsoferversorgung

TRG\_REP Laufende Transfers der Gebietskörperschaften mit Entschädigungscharakter (z. B. Wiedergutmachung an rassisch, religiös und politisch Verfolgte, Entschädigung für Opfer von Gewalttaten, Kriegsoferversorgung nach dem Bundesversorgungsgesetz, Jugendhilfe nach dem Jugendwohlfahrtsgesetz) sowie Arbeitnehmersparzulage u.ä.

TRG\_VUMV Alle sonstigen laufenden Transfers der Gebietskörperschaften, die überwiegend bedarfsabhängig ausgestaltet sind

**Tabelle 4: Zerlegung der zeitlichen Veränderung bzw. des West-Ost-Unterschiedes der Ungleichheit der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen.**

Einkommens- bzw. Abga- benart	Differenz der absoluten Ungleichheitsanteile <sup>1</sup>	
	Änderung 1988 bis 1993 (West)	Unterschied West-Ost 1993
HYN	+0,017768	-0,063708
YUST	+0,003977 (+22,4%)	-0,007603 (-11,9%)
YST	+0,004016 (+22,6%)	-0,027911 (-43,8%)
YV	+0,008135 (+45,8%)	-0,021653 (-34,0%)
MWEH	+0,000990 (+5,6%)	-0,008087 (-12,7%)
TRSV	-0,001419 (-8,0%)	-0,011323 (-17,8%)
TRGEB	-0,000616 (-3,5%)	-0,000926 (-1,5%)
YRESID	+0,000552 (+3,1%)	-0,001256 (-2,0%)
SVTAX	-0,000326 (-1,8%)	-0,004177 (-6,6%)
TAX	+0,002454 (+13,8%)	+0,019232 (+30,2%)
KIGELD	-0,000350 (-2,0%)	-0,000030 (-0,1%)
KOV	-0,000062 (-0,4%)	-0,000080 (-0,1%)
TRG_REP	-0,000458 (-2,6%)	+0,000065 (+0,1%)
TRG_VUMV	+0,000255 (+1,4%)	-0,000882 (-1,4%)

<sup>1</sup> Werte in Klammern: in % zur Gesamtdifferenz (1. Zeile)

Legende: vgl. Tabelle 2c und 3c.



**Literaturverzeichnis:**

- Atkinson, Anthony B. (2000): The Distribution of Personal Income: Complex Yet Over-Simplified. In: Hauser, Richard, Irene Becker (Hrsg.), The Personal Distribution of Income in an International Perspective, Heidelberg (erscheint demnächst).
- Atkinson, Anthony B., Lee Rainwater, Timothy M. Smeeding (1995): Income Distribution in OECD Countries: the Evidence from the Luxembourg Income Study (LIS). Social Policy Studies No. 18, OECD, Paris.
- Becker, Irene (1995): Stabilität in der Einkommensverteilung - Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland bis zur Wiedervereinigung. Arbeitspapier Nr. 6 des EVS-Projekts. Frankfurt a. M..
- Becker, Irene (1998): Zur personellen Einkommensverteilung in Deutschland 1993: Fortsetzung des Trends zunehmender Ungleichheit. Arbeitspapier Nr. 13 des EVS-Projekts, Frankfurt a.M..
- Becker, Irene (1999): Zur Verteilungsentwicklung in den 80er und 90er Jahren. Gibt es Anzeichen einer Polarisierung in der Bundesrepublik Deutschland? Teil 1: Veränderungen der personellen Einkommensverteilung. In: WSI-Mitteilungen, 52. Jg., Heft 3/1999, S. 205-214.
- Becker, Irene (2000): Personelle Einkommensverteilung 1993: Ergebnisse der EVS zur Ungleichheit innerhalb und zwischen sozio-ökonomischen Gruppen (erscheint demnächst).
- Cowell, Frank A. (1988): Inequality decomposition: Three bad measures. In: Bulletin of Economic Research, Vol. 40, S. 309-312.
- Cowell, Frank A. (1995): Measuring Inequality. Second edition, London u.a..
- Cowell, Frank A., K. Kuga (1981): Inequality measurement: an axiomatic approach. In: European Economic Review, Vol. 15, S. 287-305.
- Eurostat (1997): Income Distribution and Poverty in EU12 - 1993, Statistics in Focus. Population and Social Conditions 1997-6. Luxembourg.

- Eurostat (1998): Analysis of Income Distribution in 13 Member States, Statistics in Focus. Population and Social Conditions 1998-11. Luxembourg.
- Faik, Jürgen (1995): Äquivalenzskalen: theoretische Erörterung, empirische Ermittlung und verteilungsbezogene Anwendung für die Bundesrepublik Deutschland, Berlin 1995.
- Frick, Joachim, Peter Krause, Gert Wagner (1997): Einkommensverteilung. In: Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Datenreport 1997. Zahlen und Fakten über die Bundesrepublik Deutschland, Bonn, S. 502-514.
- Gottschalk, Peter, Timothy M. Smeeding (1997): Cross-national Comparisons of Earnings and Income Inequality. In: Journal of Economic Literature, Vol. XXXV, S. 633-687.
- Hauser, Richard (1996): Zur Messung individueller Wohlfahrt und ihrer Verteilung. In: Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Wohlfahrtsmessung – Aufgabe der Statistik im gesellschaftlichen Wandel, Stuttgart, S. 13-38.
- Hauser, Richard (1997): Vergleichende Analyse der Einkommensverteilung und der Einkommensarmut in den alten und neuen Bundesländern 1990 bis 1995. In: Becker, Irene, Richard Hauser (Hrsg.), Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?, Frankfurt a. M./New York, S. 63-82.
- Hauser, Richard, Jürgen Faik (1997): Modifizierte Sozialhilfe-Bedarfsskalengewichte - Eine Untersuchung auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichproben. Arbeitspapier Nr. 10 des EVS-Projekts, Frankfurt a.M..
- Hauser, Richard, Irene Becker (1999): Wird unsere Einkommensverteilung immer ungleicher? Einige Forschungsergebnisse. In: Döring, Diether (Hrsg.), Sozialstaat in der Globalisierung, Frankfurt, S. 89-116.
- Hauser, Richard, Irene Becker (2000): Changes in the distribution of pre-government and post-government income in Germany 1973-1993. In: Hauser, Richard, Irene Becker (Hrsg.), The Personal Distribution of Income in an International Perspective, Heidelberg (erscheint demnächst).
- Jenkins, Stephen P. (1991): The Measurement of Income Inequality. In: Osberg, L. (Hrsg.), Economic Inequality and Poverty - International Perspectives, New York - London, S. 3-38.

- Jenkins, Stephen P. (1995a): Accounting for Inequality Trend: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86. In: *Economica*, Vol. 62, Februar 1995, S. 29-63.
- Jenkins, Stephen P. (1995b): Did the Middle Class shrink during the 1980s? UK Evidence from Kernel Density Estimates. Working Papers of the ESRC Research Centre on Micro-social Change. Nr. 95-1, Colchester, University of Essex.
- Jenkins, Stephen P. (1995c): Assessing Income Distribution Trends: What Lessons from the UK? Working Papers of the ESRC Centre on Micro-social Change, Nr. 95-19, University of Essex.
- Merz, Joachim (2000): The Distribution of Income of Self-Employed, Entrepreneurs and Professions as Revealed from Micro Income Tax Statistics in Germany. In: Hauser, Richard, Irene Becker (Hrsg.), *The Personal Distribution of Income in an International Perspective*, Heidelberg (erscheint demnächst).
- Raskall, P., J. Mc Hutchinson, R. Urquhart (1994): Decomposing Inequality Change in Australia 1984-1989: The Relative Contribution of Demographic and Economic Factors. Centre of Applied Economic Research, Social Policy Research Centre, Study of Social and Economic Inequalities, SSEI Monograph No. 4, The University of New South Wales. Sydney.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1996): Jahresgutachten 1996/97. Bundestagsdrucksache 13/6200. Bonn.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1998): Jahresgutachten 1998/99. Bundestagsdrucksache 14/73. Bonn.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1999): Jahresgutachten 1999/2000. Bundestagsdrucksache 14/2223. Bonn.
- Shorrocks, A. F. (1982): Inequality Decomposition by Factor Components. In: *Econometrica*, vol. 50, Nr. 1, S. 193-211.
- Shorrocks, A. F. (1984): Inequality Decomposition by Population Subgroups. In: *Econometrica*, vol. 52, Nr. 6, S. 1369-1385.

Statistisches Bundesamt (1997): Wirtschaftsrechnungen, Fachserie 15, Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993, Heft 4, Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte, Stuttgart.