



---

# **EVS - Projekt**

## **Personelle Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland**

gefördert durch die Hans-Böckler-Stiftung, Düsseldorf

---

**Personelle Einkommensverteilung 1993  
und 1998: Ergebnisse der EVS  
zur Ungleichheit innerhalb und  
zwischen sozio-ökonomischen Gruppen**

Arbeitspapier Nr. 26

---

**Johann Wolfgang Goethe-Universität Frankfurt am Main**

**Fachbereich Wirtschaftswissenschaften**

**Institut für Volkswirtschaftslehre**

**Anschrift: c/o Professor Dr. Richard Hauser, Professur für Sozialpolitik**

Mertonstr. 17, Postfach 11 19 32

60 054 Frankfurt am Main

Tel.: 069/798-22564

Fax: 069/798-28287

E-Mail: [R.Hauser@em.uni-frankfurt.de](mailto:R.Hauser@em.uni-frankfurt.de)

---

**Q87**

**075**

**19**

**Personelle Einkommensverteilung 1993  
und 1998: Ergebnisse der EVS  
zur Ungleichheit innerhalb und  
zwischen sozio-ökonomischen Gruppen**

Arbeitspapier Nr. 26

*Dr. Irene Becker, Goethe-Universität Frankfurt a. M.*

März 2001

# Personelle Einkommensverteilung 1993 und 1998: Ergebnisse der EVS zur Ungleichheit innerhalb und zwischen sozio-ökonomischen Gruppen

<b>Inhalt</b>	<b>Seite</b>
1. Abgrenzung der Fragestellung.....	2
2. Methodischer Ansatz und Datenbasis.....	3
2.1 Einkommensbegriff und Verteilungsmaße.....	3
2.2 Die Einkommens- und Verbrauchsstichproben.....	3
3. Skizzierung der Änderung der Gesamtverteilung zwischen 1993 und 1998.....	6
4. Gruppenspezifische Entwicklungen.....	8
4.1 Gruppierungsansatz.....	8
4.2 Differenzierung nach Haushaltstypen.....	9
4.3 Differenzierung nach sozialen Stellungen der Bezugsperson.....	10
4.4 Berücksichtigung des beruflichen Ausbildungsabschlusses der Bezugsperson.....	12
5. Intra- und Inter-Gruppen-Komponenten der Gesamtungleichheit.....	14
6. Fazit: Bestätigung der „Kompensationsthese“.....	16
Literaturverzeichnis.....	18
Anhang.....	21

## 1. Abgrenzung der Fragestellung

Im folgenden Beitrag wird zunächst die Entwicklung der personellen Einkommensverteilung in Deutschland zwischen 1993 und 1998 auf der Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichproben (EVS) dargestellt. Dabei werden – ähnlich wie in früheren Analysen auf Basis der EVS und des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP)<sup>1</sup> – hoch aggregierte Indikatoren berechnet, mit denen die Informationsfülle einer Mikrodatenquelle zu nur einer Zahl bzw. zu einer ein-dimensionalen relativen Häufigkeitsverteilung verdichtet wird. In einem zweiten Schritt und schwerpunktmäßig wird untersucht, welche Verteilungsstrukturen sich hinter diesen Darstellungen der Gesamtverteilung verbergen.

In verteilungspolitischen Diskussionen wird häufig auf Gruppen Bezug genommen, die nach Haushaltstypen oder Merkmalen des Haushaltsvorstands abgegrenzt sind. Beispielsweise werden Familien mit Kindern im Vergleich zu Paarhaushalten ohne Kinder oder Alleinstehenden, Arbeitnehmer- im Vergleich zu Selbständigen- und Nichterwerbstätigen-Haushalten betrachtet. Damit wird implizit eine weitgehende Homogenität dieser Gruppen unterstellt, was allerdings angesichts der Vielschichtigkeit des Verteilungsprozesses kaum realistisch erscheint. Deshalb wird hier der Frage nachgegangen, inwieweit sich die Ungleichheit der personellen Einkommensverteilung auf unterschiedliche Positionen von sozialen Gruppen innerhalb der Einkommenshierarchie einerseits und auf Disparitäten innerhalb derartiger Gruppen andererseits zurückführen lässt.<sup>2</sup> Aus dem Ergebnis lassen sich Hinweise darauf ableiten, ob mit politischen Maßnahmen, die an soziodemografischen Haushaltsmerkmalen anknüpfen – beispielsweise an die Kinderzahl bei einer allgemeinen Erhöhung des Kindergeldes –, die Ungleichheit der personellen Einkommensverteilung insgesamt wesentlich beeinflusst werden kann. Als zusammenfassendes Ergebnis der Dekompositionsanalysen lassen sich schließlich die Beiträge von strukturellen und gruppenspezifischen Veränderungen zur beobachteten Verteilungsentwicklung in den neunziger Jahren quantifizieren. Dabei sind mehrere Konstellationen denkbar: die Gesamtentwicklung als Resultat

- von gleichgerichteten Entwicklungen der gruppeninternen Ungleichheiten und/oder der Ungleichheit zwischen den Gruppen und/oder von einem gleichgerichteten Einfluss der Entwicklung der Bevölkerungsstruktur;
- von gegenläufigen Änderungen der Komponenten, die sich tendenziell kompensieren.

---

<sup>1</sup> Vgl. z. B. Hauser, R., J. Frick, K. Müller, G. Wagner (1994), S:282; Hauser, R., G. Wagner (1996), S. 96; Krause, P., G. Wagner (1997); Hauser, R., I. Becker (1998a, 1998b); Hauser, R. (1999).

## 2. Methodischer Ansatz und Datenbasis

### 2.1 Einkommensbegriff und Verteilungsmaße

Die folgende Verteilungsanalyse bezieht sich auf Personen als Verteilungssubjekte und das Nettoäquivalenzeinkommen als Verteilungsobjekt. Letzteres unterscheidet sich vom Haushaltsnettoeinkommen – als Summe der Markt- und Transfereinkommen nach Abzug der direkten Steuern und Pflichtbeiträge zur Sozialversicherung – insofern, als den Bedarfslagen von Haushalten unterschiedlicher Größe und Struktur, approximiert durch eine Äquivalenzskala, Rechnung getragen wird. Aus der Vielzahl möglicher Äquivalenzskalen<sup>3</sup> wurde die ältere OECD-Skala ausgewählt, wonach der Haushaltsvorstand mit 1,0, weitere Haushaltsmitglieder ab 15 Jahren mit 0,7 und jüngere Haushaltsmitglieder mit 0,5 gewichtet werden<sup>4</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>5</sup>

Zur Analyse der Verteilung des so abgegrenzten Einkommens werden im folgenden alternative Indikatoren herangezogen, da jedes Messkonzept normative Setzungen in Form der jeweils unterstellten sozialen Wohlfahrtsfunktion impliziert. Dies äußert sich in unterschiedlichen Sensitivitäten der Indikatoren auf Verteilungsänderungen in bestimmten Einkommensbereichen, so dass a priori ungewiss ist, ob gruppenspezifische Unterschiede oder die zeitliche Veränderung von einzelnen Ungleichheitsmaßen in der Richtung gleich und im Ausmaß ähnlich sind. Zur Abdeckung einer Bandbreite subjektiver Wertvorstellungen werden

- der Gini-Koeffizient und das Atkinson-Maß bei mäßiger Ungleichheitsaversion ( $\epsilon = 1$ ) als Indikatoren, die auf Verteilungsänderungen im Bereich mittlerer Einkommen besonders reagibel sind,
- die Mittlere Logarithmische Abweichung (mean logarithmic deviation: MLD) als Maß mit hoher Sensitivität im unteren Einkommensbereich und

---

<sup>2</sup> Zu der anderen Frage nach den Beiträgen einzelner Einkommensarten zur Gesamtungleichheit der Verteilung vgl. Becker, I. (2000).

<sup>3</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; zur Begründung der älteren OECD-Skala vgl. Hauser, R., J. Faik (1996).

<sup>4</sup> Zur Begründung vgl. Hauser, R., J. Faik (1997); die dort abgeleitete „modifizierte Sozialhilfeskala“ kommt der hier verwendeten älteren OECD-Skala sehr nahe.

<sup>5</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).

- der Transformierte Variationskoeffizient (die Hälfte des quadrierten Variationskoeffizienten) als Maß mit hoher Sensitivität in den oberen Einkommensschichten

herangezogen.<sup>6</sup> Die Aufspaltung der insgesamt gemessenen Verteilungsungleichheit in Ungleichheiten zwischen sozio-ökonomischen Gruppen einerseits und Ungleichheiten innerhalb dieser Gruppen andererseits erfordert allerdings Indikatoren, die additiv in die Einzelkomponenten zerlegbar sind. Diese Voraussetzung ist bei den Maßen der „Generalized Entropy Family“ erfüllt, zu denen der Gini-Koeffizient nicht gehört und der von daher nur zur Darstellung der Gesamtverteilung geeignet ist. Für die Dekompositionsanalyse werden im folgenden die Mittlere Logarithmische Abweichung – allgemein als  $I_0$  in der Klasse der zerlegbaren Ungleichheitsmaße bezeichnet – und der Transformierte Variationskoeffizient – allgemein als  $I_2$  bezeichnet – alternativ herangezogen, also die beiden Maße mit besonderer Sensitivität am unteren bzw. am oberen Rand der Verteilung. Somit wird auch hier eine Bandbreite von Werturteilen bei der Verteilungsdarstellung abgesteckt, und es wird sich zeigen, ob die Richtung der gruppenspezifischen Entwicklungen zwischen 1993 und 1998 vom gewählten Indikator abhängig ist oder in dieser Hinsicht stabil ist. Zur Ableitung der Ungleichheitskomponente, die auf Unterschiede zwischen sozio-ökonomischen Gruppen zurückzuführen ist, werden die gruppenspezifischen Durchschnittseinkommen in Relation zum Gesamtdurchschnitt gesetzt und zu einer gewichteten Summe zusammengefasst. Zur Quantifizierung der Intra-Gruppen-Komponente werden gruppenspezifische Werte von  $I_0$  bzw.  $I_2$  ermittelt. Wegen der additiven Zerlegbarkeit von  $I_0$  und  $I_2$  ergeben die Inter-Gruppen-Komponente und die Summe der gewichteten gruppeninternen Ungleichheiten den insgesamt ermittelten Wert des Verteilungsmaßes.<sup>7</sup>

## 2.2 Die Einkommens- und Verbrauchsstichproben

Die folgende Analyse basiert auf den Einkommens- und Verbrauchsstichproben (EVS) des Statistischen Bundesamtes<sup>8</sup> von 1993 und 1998, die wegen ihres vergleichsweise großen Stichprobenumfangs für tief gegliederte Strukturanalysen besonders geeignet ist. Neben soziodemografischen Merkmalen und Ausgaben der privaten Haushalte werden Einkommen,

<sup>6</sup> Zu den Eigenschaften verschiedener Ungleichheitsmaße vgl. Jenkins, S. P. (1995), Cowell, F. A. (1995), insbesondere S. 138-140, sowie Hauser, R. (1996), S. 29-32. Die im folgenden verwendeten Ungleichheitsmaße sind im Anhang mathematisch formuliert.

<sup>7</sup> Vgl. dazu den Formelanhang.

<sup>8</sup> Die EVS werden seit 1962/63 in ungefähr fünfjährigem Turnus durchgeführt und sind als Quotenstichproben angelegt, die auf der Basis des jeweils aktuellen Mikrozensus hochgerechnet werden. Vgl. Statistisches Bundes-

direkte Steuern und Sozialversicherungsbeiträge sowie wesentliche Vermögensarten detailliert erhoben. Nicht erfasst werden die in Institutionen lebende Bevölkerung<sup>9</sup> und Personen ohne festen Wohnsitz. Aber auch hinsichtlich der privaten Haushalte ist mit einigen Einschränkungen der Repräsentativität zu rechnen, da die Stichprobenteilnehmer nicht nach dem Zufallsprinzip, sondern nach einem Quotenauswahlverfahren auf der Basis von Ergebnissen des jeweils vorangegangenen Mikrozensus geworben werden. Dies hat auch den Nachteil, dass die Frage nach der statistischen Signifikanz der Ergebnisse nicht exakt zu beantworten ist.<sup>10</sup> Die Abweichung von der stichprobentheoretisch optimalen Zufallsstichprobe geht auf Erfahrungen des Statistischen Bundesamtes mit Probeerhebungen zurück, denen zufolge sich maximal ein Viertel bzw. nach neueren Tests nur 9% bis 15% der nach einer zufallsgesteuerten Auswahl gezogenen Haushalte an der Erhebung beteiligen würden.<sup>11</sup> Der systematische Fehler wäre also zu groß im Vergleich zu dem dann abschätzbaren Zufallsfehler.<sup>12</sup> Es verbleiben allerdings auch bei der Quotenauswahl systematische Fehler, die sich insbesondere in der unzureichenden Erfassung der obersten Einkommensschichten<sup>13</sup>, aber auch des untersten Rands der Verteilung niederschlagen. Deshalb dürfte die Ungleichheit der personellen Einkommensverteilung tendenziell zu niedrig ausgewiesen sein.

Schließlich ist bei der Interpretation von zeitlichen Veränderungen zwischen 1993 und 1998 ein besonderes methodisches Problem zu beachten. Während die Anschreibungsperiode der EVS bis einschließlich 1993 ein Jahr umfasste, wurde sie im Zuge der Neukonzeption der Wirtschaftsrechnungen privater Haushalte auf ein Vierteljahr reduziert, erstmals für die Erhe-

---

amt (1997). Der Stichprobenumfang schwankt in den einzelnen Stichjahren um ca. 45 000 Haushalte und liegt unter Einschluss der neuen Bundesländer nun bei ca. 60 000 Haushalten.

<sup>9</sup> Personen in Wohnheimen, Kasernen, Altenheimen, Justizvollzugsanstalten usw..

<sup>10</sup> Um dennoch einen ungefähren Eindruck über die Zuverlässigkeit der Ergebnisse der EVS – bei gegebenem systematischen Fehler – zu erhalten, ist in früheren Arbeiten eine „fiktive Fehlerrechnung unter der Annahme, die Auswahl der an der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe teilnehmenden Haushalte wäre zufällig“ (Statistisches Bundesamt (1994), S. 54) durchgeführt worden. Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% hat sich die Verteilungsentwicklung als „signifikant“ erwiesen; vgl. dazu Becker, I. (1995), S. 20-22 i. V. m. Krug, W., M. Nourney, J. Schmidt (1994), S. 42-45, sowie Hauser, R. (1999), S. 101, Fußnote 31. Eine vertiefende Problemanalyse für Zufallsstichproben findet sich bei Cowell, F. A. (1989), der die Verwendung von Haushaltsstichproben für Analysen der Einkommensverteilung zwischen Personen als bivariates Verteilungsmodell mit entsprechenden Konsequenzen für die Schätzwerte von zerlegbaren Verteilungsmaßen und ihrer Stichprobenvarianz diskutiert.

<sup>11</sup> Vgl. Statistisches Bundesamt (1994); Kühnen, C. (1999), S. 111.

<sup>12</sup> Vgl. Krug, W., M. Nourney, J. Schmidt (1994), S. 46, 55.

<sup>13</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 35 000 DM oder mehr (1993 und 1998) wegen der geringen Fallzahl bei Auswertungen unberücksichtigt bleiben.

bung von 1998.<sup>14</sup> Die Umfrage erstreckte sich zwar dennoch auf das gesamte Jahr, da je ein Viertel der geworbenen Haushalte in einem der Quartale befragt wurde und so auch Einkommensarten, die zu bestimmten kalendarischen Zeitpunkten anfallen (Zinstermine) oder geändert werden (Rentenerhöhung) erhoben wurden. Aber derartige saisonale und kalendarische Ereignisse werden auf individueller Ebene nur noch erfasst, wenn sie innerhalb eines Quartals auftreten, während sie in den früheren EVS von allen Stichprobenteilnehmern erfragt wurden. Beispielsweise kann das Weihnachtsgeld nur noch bei einem Viertel der befragten Arbeitnehmer anfallen, obwohl sicher auch ein Teil der in den ersten drei Quartalen teilnehmenden Personen Anspruch darauf hat. Durch derartige quartalsbezogene Besonderheiten ist tendenziell mit einer gegenüber Jahresanschiebungen größeren Streuung der Einkommensvariablen zu rechnen, was die Vergleichbarkeit von Verteilungsergebnissen mit denen von 1993 beeinträchtigt. Um diesem methodischen Problem zumindest ansatzweise Rechnung zu tragen, sind für die folgende Analyse zunächst für jedes Quartal Berechnungen durchgeführt worden, um dann aus den Quartalergebnissen den arithmetischen Mittelwert zu bilden. Trotz der genannten Mängel des Datenmaterials gibt es für tief gegliederte Verteilungsanalysen kaum eine Alternative zur EVS<sup>15</sup>, die Ergebnisse sollten aber grundsätzlich vorsichtig interpretiert werden.

### **3. Skizzierung der Änderung der Gesamtverteilung zwischen 1993 und 1998**

In Tabelle 1 ist die personelle Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen für zwei unterschiedliche Analysekonzepte dargestellt. Im linken Tabellenteil wird von zwei Teilgesellschaften – West- und Ostdeutschland – ausgegangen, die getrennt untersucht werden unter Bezugnahme auf das im jeweiligen Landesteil erreichte Durchschnittseinkommen. Die Vorgehensweise ist zur Herausarbeitung von spezifischen Besonderheiten und unter dem Aspekt der noch nicht angeglichenen Lebensverhältnisse in West und Ost sinnvoll. Bei diesem Ansatz bleibt aber der Einfluss der Ungleichheit zwischen alten und neuen Ländern auf die Verteilung in Deutschland unberücksichtigt, so dass er im rechten Tabellenteil um die gesamt-

---

<sup>14</sup> Zu diesen und anderen methodischen Änderungen der EVS 1998 sowie zu ersten Ergebnissen vgl. Münnich, M., M. Illgen (1999), dies. (2000), Münnich, M. (1999), dies. (2000). Vgl. auch die diesbezüglichen Ausführungen in Hauser, R., I. Becker (2001), insbesondere S. 50-53.

<sup>15</sup> Die einzige Mikrodatenbasis mit ebenfalls weitreichenden Einkommensinformationen ist das Sozio-ökonomische Panel (SOEP), Vgl. die darauf basierende neue Studie von Hanesch, W., P. Krause, G. Bäcker (2000). Das SOEP ist zudem als Zufallsstichprobe und als Panel angelegt und umfasst einen wesentlich größeren Katalog von soziodemografischen Variablen als die EVS. Wegen seines vergleichsweise geringen Stichpro-



**Tabelle 1: Personelle Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen<sup>1)</sup> in Deutschland 1993 und 1998**

	Analytische Trennung zwischen beiden Landesteilen				Gesamtdeutsche Perspektive mit regionaler Differenzierung <sup>2)</sup>					
	1993		1998 <sup>3)</sup>		1993			1998 <sup>3)</sup>		
	West-D.	Ost-D.	West-D.	Ost-D.	West-D.	Ost-D.	Gesamt-D.	West-D.	Ost-D.	Gesamt-D.
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Durchschnittseinkommen (DM p.a.)	31.564	21.394	34.758 (34.754)	26.504 (26.502)	31.564	24.111	30.123	34.758 (34.754)	27.829 (27.827)	33.458 (33.455)
Gini-Koeffizient	0,2686	0,1994	0,2717 (0,2731)	0,2175 (0,2188)	0,2686	0,1994	0,2639	0,2717 (0,2731)	0,2175 (0,2188)	0,2673 (0,2686)
Atkinson-Maß, $\epsilon=1$	0,1116	0,0634	0,1151 (0,1160)	0,0754 (0,0763)	0,1116	0,0634	0,1073	0,1151 (0,1160)	0,0754 (0,0763)	0,1110 (0,1119)
MLD ( $I_0$ )	0,1184	0,0655	0,1223 (0,1233)	0,0785 (0,0794)	0,1184	0,0655	0,1135	0,1223 (0,1233)	0,0785 (0,0794)	0,1176 (0,1186)
$C^2/2$ ( $I_2$ )	0,1504	0,0866	0,1567 (0,1581)	0,1099 (0,1124)	0,1504	0,0866	0,1487	0,1567 (0,1581)	0,1099 (0,1124)	0,1550 (0,1564)
Relative Einkommensposition <sup>4)</sup>	Personen in % der jeweiligen Bevölkerung									
- 0,50	10,3	3,1	11,2 (11,3)	4,5 (4,6)	8,7	11,1	9,2	9,7 (9,8)	12,3 (12,7)	10,2 (10,3)
0,50 - 0,75	26,2	22,6	24,8 (25,1)	24,4 (24,4)	23,9	39,4	26,9	23,4 (23,6)	35,3 (34,8)	25,6 (25,7)
0,75 - 1,00	24,5	33,3	25,0 (24,7)	30,7 (30,6)	24,4	31,4	25,8	24,8 (24,6)	30,2 (30,3)	25,8 (25,7)
1,00 - 1,25	16,9	23,0	16,7 (16,8)	21,2 (21,4)	17,5	11,0	16,2	17,6 (17,2)	13,3 (13,4)	16,8 (16,5)
1,25 - 1,50	9,2	9,8	9,3 (9,2)	10,4 (10,2)	10,6	3,9	9,3	10,1 (10,2)	4,5 (4,3)	9,0 (9,1)
1,50 - 2,00	8,1	5,8	7,9 (8,0)	5,9 (5,8)	9,1	2,2	7,8	8,9 (8,9)	3,0 (2,9)	7,8 (7,8)
2,00 u.m.	4,9	2,4	5,0 (5,0)	2,9 (3,0)	5,7	1,1	4,8	5,6 (5,7)	1,4 (1,5)	4,8 (4,9)

<sup>1)</sup> Die Haushaltsnettoeinkommen wurden unter Verwendung der alten OECD-Skala (1,0 für den Haushaltsvorstand; 0,7 für weitere Haushaltsmitglieder ab 15 Jahren; 0,5 für Kinder unter 15 Jahren) durch das jeweilige Äquivalenzgewicht des Haushalts dividiert und jedem Haushaltsmitglied zugeordnet.

- <sup>2)</sup> Wegen der Kaufkraftunterschiede zwischen West- und Ostdeutschland wurden die Einkommen in den neuen Ländern mit 1,127 (1993) bzw. 1,050 (1998) multipliziert. Vgl. Habich, R., P. Krause (1994), S. 602 und Hanesch, W., P. Krause, G. Bäcker (2000), S. 60.
- <sup>3)</sup> Die jeweils 1. Zeile ergibt sich als arithmetisches Mittel der pro Quartal ermittelten Werte, die jeweils 2. Zeile (Werte in Klammern) weist die Ergebnisse ohne Quartalsdifferenzierung aus.
- <sup>4)</sup> Spalten 1 und 3: in Relation zum westdeutschen Durchschnittseinkommen;  
Spalten 2 und 4: in Relation zum ostdeutschen Durchschnittseinkommen;  
Spalten 5 bis 10: in Relation zum gesamtdeutschen Durchschnittseinkommen unter Berücksichtigung kaufkraftbereinigter Werte für Ostdeutschland (vgl. Fußnote 2).

Quelle: EVS-Datenbank der Professur für Sozialpolitik an der Goethe-Universität Frankfurt a.M.

deutsche Perspektive ergänzt wird.<sup>16</sup> Von den für 1998 ausgewiesenen zwei Werten der einzelnen Indikatoren wird im folgenden nur auf die jeweils erste Zeile eingegangen, die sich als Durchschnitt der Quartalswerte ergibt; die in Klammern nachrichtlich ausgewiesenen Zahlen beziehen sich auf den Gesamtdatensatz ohne Quartalsdifferenzierung und zeigen eine nur geringfügig höhere Ungleichheit der Einkommensverteilung. Die methodisch bedingten Verzerrungen durch den Übergang von Jahres- zu Quartalsanschiebungen scheinen also begrenzt zu sein.

Für Westdeutschland zeigt sich eine sehr mäßige Erhöhung der Ungleichheitsmaße zwischen 1993 und 1998. Auch die etwas differenziertere Schichtung nach relativen Einkommensklassen im unteren Tabellenteil erweist sich als recht stabil innerhalb des Fünfjahreszeitraums, allerdings hat der Bevölkerungsanteil der untersten Gruppe mit weniger als der Hälfte des in Westdeutschland erreichten durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommen um fast einen Prozentpunkt zugenommen. In Ostdeutschland haben sich größere Veränderungen ergeben. Das durchschnittliche Nettoäquivalenzeinkommen ist nominal um immerhin fast ein Viertel gestiegen und erreicht damit 1998 gut drei Viertel des Westniveaus nach zwei Dritteln im Jahr 1993. Gleichzeitig hat die Ungleichheit der Verteilung deutlich zugenommen, was sich insbesondere am Transformierten Variationskoeffizienten sowie an der Mittleren Logarithmischen Abweichung (Anstieg um ein Viertel bzw. ein Fünftel) und nur abgeschwächt am Gini-Koeffizienten (Anstieg um 9%) zeigt. Dennoch ist die personelle Einkommensverteilung in Ostdeutschland noch wesentlich gleichmäßiger als in Westdeutschland. Auch die Schichtung nach relativen Einkommenspositionen weist für Ostdeutschland noch eine wesentlich größere Bedeutung der Mittelschicht aus als für Westdeutschland, obwohl der Bevölkerungsanteil am unteren Rand zwischen 1993 und 1998 erheblich zugenommen hat.

Wenn analytisch auf Gesamtdeutschland Bezug genommen wird (Spalten 5 bis 10 in Tabelle 1), hat dies zwar keinen Einfluss auf die regional differenzierten aggregierten Verteilungsindikatoren, wohl aber auf das Durchschnittseinkommen und die darauf bezogene Verteilung nach Einkommensklassen. Bei der Berechnung eines durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommens für Gesamtdeutschland ist allerdings zu berücksichtigen, dass das Preisniveau in den neuen Ländern zumindest 1993 noch deutlich unter dem in den alten Ländern lag. Deshalb gehen die ostdeutschen Einkommen mit über den Nominalwerten liegenden Beträgen in die Durchschnittsberechnung ein, wobei der im Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung

---

benumfangs (ca. 8000 Haushalte einschließlich Ausländer und Migranten) sind Teilgruppenanalysen allerdings nur begrenzt möglich.

abgeleitete Kaufkraftmultiplikator von 1,127 bzw. von 1,050 für 1998 verwendet wurde.<sup>17</sup> Das Einkommenswachstum in den neuen Ländern ist auch aus dieser Perspektive mit 15% stärker als in den alten Ländern (+10%) und resultiert in einem Niveau von 83% des gesamtdeutschen Durchschnitts gegenüber 80% im Jahr 1993.<sup>18</sup>

Die Bezugnahme auf das Durchschnittseinkommen von Gesamtdeutschland anstelle von einem westdeutschen und einem ostdeutschen Mittelwert führt erwartungsgemäß zu grundsätzlich anderen Ergebnissen eines Vergleichs der Verteilungen nach relativen Einkommenspositionen in beiden Landesteilen. Durch die Einbeziehung der Verteilung zwischen alten und neuen Ländern als weiterer Dimension ergibt sich für Westdeutschland eine Verschiebung zu höheren Einkommensklassen, für Ostdeutschland eine noch stärkere Verschiebung zum unteren Rand der Verteilung. 1993 lebte ungefähr die Hälfte der Bevölkerung in den neuen Ländern von weniger als 75% des gesamtdeutschen Durchschnittseinkommens – bezogen auf das ostdeutsche Durchschnittseinkommen war es nur ungefähr ein Viertel –, und 1998 waren es kaum weniger. Für Gesamtdeutschland ergibt sich schließlich eine Schichtung, die der relativen Häufigkeitsverteilung in den alten Ländern wegen des dort vergleichsweise großen Bevölkerungsanteils nahe kommt. Zwischen 1993 und 1998 ist auch nach dieser Konzeption der Bevölkerungsanteil der untersten Gruppe gestiegen, was sich aber nur sehr schwach in den aggregierten Verteilungsindikatoren widerspiegelt.

## 4. Gruppenspezifische Entwicklungen

### 4.1 Gruppierungsansatz

Es stellt sich nun die Frage, ob das Bild einer nur geringfügigen Veränderung der Gesamtverteilung der Nettoäquivalenzeinkommen zwischen 1993 und 1998 Ausdruck weitgehend unveränderter Strukturen („Stabilitätsthese“) oder aber gegenläufiger Änderungen auf der Gruppenebene („Kompensationsthese“) ist.<sup>19</sup> Im folgenden wird die gesamtdeutsche Perspektive gewählt<sup>20</sup> und alternativ an Kriterien angeknüpft, die in verteilungspolitischen Diskussionen

---

<sup>16</sup> Diesen Ansatz haben auch Frick, J., P. Krause, G. Wagner (1997) verwendet.

<sup>17</sup> Vgl. Habich, R., P. Krause (1994), S. 602 und Hanesch, W., P. Krause, G. Bäcker (2000), S. 60.

<sup>18</sup> Die entsprechenden Werte für Westdeutschland liegen bei 105% (1993) bzw. 104% (1998).

<sup>19</sup> Zur Diskussion alternativer Disaggregationstiefen bei der Gruppenbildung vgl. Katz, L., D. H. Autor (1999), insbes. S. 1515-1517, deren Analyse sich auf Veränderungen der Lohnstruktur und der Ungleichheit der Lohn- und Gehaltseinkommen bezieht.

<sup>20</sup> Dies bedeutet, dass die Einkommenspositionen (als Indikatoren für die Inter-Gruppen-Ungleichheiten) in Relation zu dem für Gesamtdeutschland ermittelten durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommen definiert sind (nach Kaufkraftbereinigung der ostdeutschen Einkommen) und die gewichteten gruppeninternen Ungleich-

## **Übersicht 1: Kriterien und Ausprägungen zur Abgrenzung sozio-ökonomischer Gruppen**

### **(A) Haushaltstyp<sup>1</sup>**

1. Alleinstehende(r)
  - 1.1. Mann ab 65 Jahren
  - 1.2. Frau ab 65 Jahren
  - 1.3. Mann unter 65 Jahren
  - 1.4. Frau unter 65 Jahren
2. Paar ohne Kinder
  - 2.1. mindestens 1 Partner 65 Jahre oder älter
  - 2.2. beide Partner unter 65 Jahren, Partner nicht erwerbstätig
  - 2.3. beide Partner unter 65 Jahren, Partner erwerbstätig
3. Paar mit 1 oder 2 Kindern
  - 3.1. Partner nicht erwerbstätig
  - 3.2. Partner erwerbstätig
4. Paar mit 3 oder mehr Kindern
  - 4.1. Partner nicht erwerbstätig
  - 4.2. Partner erwerbstätig
5. Alleinerziehende(r)
6. Sonstiger Haushalt

### **(B) Soziale Stellung der Bezugsperson**

1. Landwirt(in)
2. Sonstige(r) Selbständige(r) (Gewerbetreibende(r), Freiberufler(in))
3. Beamter/Beamtin
4. Angestellte(r)
5. Arbeiter(in)
6. Arbeitslose(r)
7. Sonstige(r) Nichterwerbstätige(r) unter 65 Jahren
8. Sonstige(r) Nichterwerbstätige(r) im Alter ab 65 Jahren

---

<sup>1</sup> Bei Paaren und Alleinerziehenden: ohne sonstige Personen im Haushalt; als Kinder gelten bei dieser Typisierung nur solche bis einschl. 21 Jahre.

dominieren: der Haushalts- bzw. Familientyp sowie die soziale Stellung der Bezugsperson, wobei die Gruppenbildungen sich nicht auf die entsprechenden Haushalte, sondern auf alle Mitglieder der jeweiligen Haushalte beziehen. Grundsätzlich wird zwischen alten und neuen Bundesländern unterschieden. Bei der Definition der Merkmalsausprägungen, die in Übersicht 1 aufgeführt sind, wurde versucht, die Lebensabschnittsphase zumindest ansatzweise parallel zu berücksichtigen, da diese die relative Einkommensposition wesentlich beeinflusst. So werden beim Kriterium des Haushaltstyps die alleinstehenden Männer und Frauen sowie die Ehepaare ohne Kinder nach dem Alter differenziert, wobei die Regelaltersgrenze von 65 Jahren zugrunde gelegt wurde. Bei jüngeren Paarhaushalten ohne und mit Kindern wird darüber hinaus danach unterschieden, ob der Partner bzw. die Partnerin der Bezugsperson erwerbstätig ist oder nicht. Bei Paarhaushalten mit Kindern ist die Zahl der Kinder – ein oder zwei Kinder gegenüber drei oder mehr Kinder – ein weiteres Kriterium, während bei Alleinerziehenden auf diese Differenzierung verzichtet wird. Auch beim Kriterium der sozialen Stellung werden die Nichterwerbstätigen nach der erwähnten Altersgrenze, in einem späteren Schritt auch nach dem beruflichen Ausbildungsabschluss differenziert.

#### 4.2 Differenzierung nach Haushaltstypen

Tabelle 2 weist die für die Dekompositionsanalyse relevanten Bevölkerungsanteile, relativen Einkommenspositionen und Ungleichheitsindikatoren nach Haushaltstypen in West- und Ostdeutschland für 1993 und 1998 aus. Die Änderungen der Bevölkerungsstruktur sind in dem kurzen Beobachtungszeitraum erwartungsgemäß gering, der Anteil der Paare mit Kindern bis zu 21 Jahren scheint aber in beiden Landesteilen zurückgegangen zu sein. Die gruppenspezifischen relativen Einkommenspositionen weisen eine erhebliche Spannweite auf, andererseits liegen einige Gruppendurchschnitte aber recht nahe zusammen. Sowohl innerhalb von West-, als auch innerhalb von Ostdeutschland bilden die Personen in Paarhaushalten mit drei oder mehr Kindern und nichterwerbstätiem Partner sowie in Alleinerziehendenhaushalten die „Schlusslichter“. Generell zeigt sich ein deutlicher positiver Einfluss der Erwerbstätigkeit des Partners auf die wirtschaftliche Lage in Paarhaushalten mit Kindern. Die höchsten relativen Positionen werden von westdeutschen Paarhaushalten ohne Kinder und mit erwerbstätigem Partner erreicht, in Ostdeutschland ist die entsprechende Gruppe die einzige, die im Durchschnitt ein über dem gesamtdeutschen Mittelwert liegendes Nettoäquivalenzeinkommen auf-

---

heiten zum Anteil an der Ungleichheit in Gesamtdeutschland zusammengefasst werden. Beim Gruppierungskon-

**Tabelle 2: Relative Einkommenspositionen<sup>1)</sup> und gruppeninterne Ungleichheiten der Einkommensverteilung nach Haushaltstypen, 1993 und 1998.**

Haushaltstyp	Bevölkerungsanteil in %		Relative Einkommensposition		I <sub>0</sub> (MLD)		I <sub>2</sub> (Transformierter Variationskoeffizient)	
	1993	1998	1993	1998	1993	1998	1993	1998
<b>Westdeutschland</b>	<b>80,67</b>	<b>81,24</b>	<b>1,0478</b>	<b>1,039</b>				
Alleinstehender Mann ab 65 J.	0,86	0,97	1,2334	1,2691	0,1385	0,1553	0,1993	0,1831
Alleinstehende Frau ab 65 J.	4,18	4,06	0,9244	0,9838	0,0894	0,1253	0,1164	0,1737
Alleinstehender Mann unter 65 J.	3,38	3,81	1,1898	1,1887	0,1801	0,1853	0,2388	0,2522
Alleinstehende Frau unter 65 J.	3,77	4,70	1,0876	1,0569	0,1232	0,1358	0,1410	0,1791
Paar ohne Kinder, mind. 1 Partner ab 65 J.	7,21	7,90	1,0686	1,0422	0,1112	0,1037	0,1653	0,1228
Paar o. K., beide Partner < 65 J., P. newt.	6,01	7,21	1,0834	1,1210	0,1226	0,1274	0,1539	0,1694
Paar o. K., beide Partner < 65 J., P. ewt.	6,75	6,75	1,5598	1,5306	0,0868	0,0916	0,1084	0,1151
Paar mit 1 oder 2 Kindern, Partner newt.	13,07	10,87	0,8732	0,8322	0,0969	0,1036	0,1216	0,1247
Paar mit 1 oder 2 Kindern, Partner ewt.	13,64	14,43	1,1204	1,0327	0,0832	0,0802	0,1032	0,0984
Paar mit 3 od. mehr Kindern, Partner newt.	5,29	4,00	0,7325	0,7446	0,0918	0,0841	0,1194	0,0965
Paar mit 3 od. mehr Kindern, Partner ewt.	2,60	3,16	0,9059	0,9155	0,0939	0,0860	0,1175	0,1113
Alleinerziehende/r	3,03	3,47	0,7429	0,7280	0,1211	0,1095	0,1542	0,1754
Sonstiger Haushaltstyp	10,87	9,91	1,0627	1,0781	0,0866	0,0936	0,0956	0,1042
<b>Ostdeutschland</b>	<b>19,33</b>	<b>18,76</b>	<b>0,8004</b>	<b>0,8316</b>				
Alleinstehender Mann ab 65 J.	0,21	0,18	0,7684	0,9229	0,0365	0,0430	0,0391	0,0455
Alleinstehende Frau ab 65 J.	0,90	0,99	0,7193	0,7482	0,0400	0,0593	0,0464	0,0620
Alleinstehender Mann unter 65 J.	0,51	0,67	0,9075	0,9284	0,0924	0,1179	0,1759	0,1702
Alleinstehende Frau unter 65 J.	0,76	0,91	0,7903	0,8248	0,0772	0,1403	0,0884	0,3626
Paar ohne Kinder, mind. 1 Partner ab 65 J.	1,42	1,79	0,7637	0,8384	0,0357	0,0385	0,0431	0,0430
Paar o. K., beide Partner < 65 J., P. newt.	2,07	2,10	0,7934	0,8634	0,0588	0,0736	0,0632	0,0840
Paar o. K., beide Partner < 65 J., P. ewt.	1,26	1,14	1,1260	1,1784	0,0752	0,0804	0,1064	0,0977
Paar mit 1 oder 2 Kindern, Partner newt.	2,21	2,26	0,6714	0,6477	0,0494	0,0580	0,0606	0,0701
Paar mit 1 oder 2 Kindern, Partner ewt.	6,00	4,70	0,8504	0,8731	0,0530	0,0636	0,0688	0,0946
Paar mit 3 od. mehr Kindern, Partner newt.	0,50	0,35	0,5258	0,5567	0,0301	0,0454	0,0371	0,0532
Paar mit 3 od. mehr Kindern, Partner ewt.	0,82	0,43	0,6761	0,7165	0,0456	0,0496	0,0534	0,0619
Alleinerziehende/r	0,99	1,15	0,6040	0,6364	0,0510	0,0564	0,0528	0,0638
Sonstiger Haushaltstyp	1,68	2,08	0,8645	0,8916	0,0544	0,0519	0,0724	0,0611

<sup>1)</sup> Gruppendurchschnittliches Nettoäquivalenzeinkommen (Durchschnittsbildung über alle Personen in den Haushalten des jeweiligen Haushaltstyps) in Relation zum durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommen. Zum Einkommensbegriff vgl. Fußnoten 1 und 2 in Tabelle 1.

weist. Unter den Alleinstehenden schneiden die Frauen ab 65 Jahren am schlechtesten ab, ihr durchschnittlicher Einkommenswert liegt aber in den alten wie in den neuen Ländern noch über dem der kinderreichen Familien und der Alleinerziehenden. Im Beobachtungszeitraum hat sich die Rangfolge der gruppenspezifischen Einkommenspositionen nicht grundsätzlich geändert, obwohl leichte Verschiebungen festzustellen sind. In Westdeutschland scheint sich die Einkommenssituation der Älteren im Durchschnitt verbessert, die der Paare mit einem oder zwei Kindern und der Alleinerziehenden verschlechtert zu haben, während in Ostdeutschland mit Ausnahme der Alleinerziehenden alle Gruppen von dem Einkommenswachstum profitiert haben.

Die höchste gruppeninterne Ungleichheit in Westdeutschland ergibt sich bei den alleinstehenden Männern unter 65 Jahren, die niedrigste bei den Paarhaushalten mit einem oder zwei Kindern und erwerbstätigem Partner. Auch in Ostdeutschland scheinen insbesondere die Gruppen der Alleinstehenden unter 65 Jahren sehr heterogen zu sein. Dies kann darauf zurückgeführt werden, dass knapp unterhalb der Regelaltersgrenze sowohl Erwerbstätige, als auch Personen im (Vor-) Ruhestand zusammengefasst sind, so dass allein daraus eine große Spannweite der Einkommenspositionen resultiert. Zwischen 1993 und 1998 hat es in den alten Ländern mehr Erhöhungen der gruppeninternen Ungleichheiten als Verminderungen gegeben, in den neuen Ländern hat die Ungleichheit in fast allen Gruppen zugenommen. Die Veränderungen der Mittleren Logarithmischen Abweichung und des Transformierten Variationskoeffizienten waren meist gleichgerichtet<sup>21</sup>, diese Indizien stützen also tendenziell die „Kompensationsthese“.

#### 4.3 Differenzierung nach sozialen Stellungen der Bezugsperson

Tabelle 3 ist analog zu Tabelle 2 aufgebaut und zeigt für die Differenzierung nach der sozialen Stellung der Bezugsperson eine tendenziell höhere Spannweite der relativen Einkommenspositionen bei einem etwas geringeren Niveau der gruppeninternen Ungleichheiten, also etwas größerer Homogenität der Gruppen bezüglich des Einkommens. Erwartungsgemäß liegen die Selbständigenhaushalte in den alten Ländern eindeutig an der Spitze, und auch die Beamten- und Angestelltenhaushalte erreichen im Westen ein weit überdurchschnittliches

---

zept wird aber die Unterscheidung zwischen west- und ostdeutschen Haushalten grundsätzlich beibehalten.

<sup>21</sup> Die wesentlichsten Ausnahmen bilden die alleinstehenden alten Männer mit gestiegener MLD und gesunkenem Transformiertem Variationskoeffizienten sowie die Alleinerziehenden mit gesunkener MLD und gestiegenem Transformiertem Variationskoeffizienten. Dies ist dahingehend zu interpretieren, dass bei ersterer Gruppe



**Tabelle 3:** Relative Einkommenspositionen<sup>1)</sup> und gruppeninterne Ungleichheiten der Einkommensverteilung nach der sozialen Stellung der Bezugsperson, 1993 und 1998.

Soziale Stellung der Bezugsperson	Bevölkerungsanteil in %		Relative Einkommensposition		I <sub>0</sub> (MLD)		I <sub>2</sub> (Transformierter Variationskoeffizient)	
	1993	1998	1993	1998	1993	1998	1993	1998
<b>Westdeutschland</b>	<b>80,67</b>	<b>81,24</b>	<b>1,0478</b>	<b>1,0389</b>				
Landwirt(in)	1,19	0,87	0,7333	0,8739	0,0779	0,1233	0,0867	0,1597
sonstige(r) Selbständige(r)	5,84	5,61	1,6510	1,4974	0,1689	0,1732	0,2021	0,2113
Beamter(in)	5,45	5,27	1,2410	1,2715	0,0652	0,0741	0,0753	0,0909
Angestellte(r)	20,65	25,31	1,2439	1,1623	0,0904	0,1011	0,1016	0,1265
Arbeiter(in)	21,17	19,54	0,8564	0,8478	0,0599	0,0667	0,0638	0,0799
Arbeitslose(r)	3,53	3,42	0,5807	0,6259	0,1068	0,1023	0,1182	0,1443
Sonstige(r) Nichterwerbstätige(r), unter 65	8,92	7,68	0,8316	0,8677	0,1110	0,1461	0,1220	0,1624
Sonstige(r) Nichterwerbstätige(r), 65 J. u.m.	13,92	13,54	1,0034	1,0138	0,0926	0,1115	0,1191	0,1323
<b>Ostdeutschland</b>	<b>19,33</b>	<b>18,76</b>	<b>0,8004</b>	<b>0,8317</b>				
Landwirt(in)	0,04	-	0,7408	-	0,0660	-	0,0616	-
sonstige(r) Selbständige(r)	1,07	0,88	1,0536	1,1788	0,1544	0,1469	0,2498	0,2107
Beamter(in)	0,25	0,50	0,9802	1,1139	0,0451	0,0565	0,0520	0,0653
Angestellte(r)	4,77	6,22	0,9698	0,9389	0,0581	0,0749	0,0652	0,1039
Arbeiter(in)	5,93	4,94	0,7443	0,7255	0,0381	0,0458	0,0397	0,0501
Arbeitslose(r)	1,85	1,47	0,5726	0,5932	0,0418	0,0656	0,0448	0,0812
Sonstige(r) Nichterwerbstätige(r), unter 65	2,77	1,75	0,7238	0,7395	0,0504	0,0650	0,0525	0,0878
Sonstige(r) Nichterwerbstätige(r), 65 J. u.m.	2,67	3,00	0,7427	0,8093	0,0357	0,0469	0,0411	0,0484

<sup>1)</sup> Gruppendurchschnittliches Nettoäquivalenzeinkommen (Durchschnittsbildung über alle Personen in den Haushalten der jeweiligen sozialen Stellung) in Relation zum durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommen.

Zum Einkommensbegriff vgl. Fußnoten 1 und 2 in Tabelle 1.

Einkommensniveau. Auffallend ist in den alten Ländern die niedrige gruppendurchschnittliche Einkommensposition der Arbeiterhaushalte (ca. 85%), während ältere Nichterwerbstätige das für Deutschland insgesamt ermittelte durchschnittliche Nettoäquivalenzeinkommen erreichen, was auf deren vergleichsweise geringe Haushaltsgröße zurückzuführen ist. In den neuen Bundesländern sind die Gruppen der Arbeiter- und älteren Nichterwerbstätigenhaushalte 1993 mit ca. drei Vierteln des Gesamtdurchschnitts noch gleichgestellt. Das Schlusslicht in dieser Einkommenshierarchie bilden die Arbeitslosenhaushalte, die sowohl in den alten als auch in den neuen Ländern nur etwa drei Fünftel des durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommens erreichen. Von 1993 bis 1998 haben sich leichte Verschiebungen der relativen Positionen insbesondere zu Lasten der Selbständigen- und Angestellten-Haushalte in Westdeutschland – also der Gruppen mit deutlich überdurchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommen – ergeben, so dass hiervon ein Effekt zur Reduzierung der Inter-Gruppen-Ungleichheit ausgegangen ist. Die Einkommenspositionen der Nichterwerbstätigenhaushalte haben sich dementsprechend tendenziell erhöht, so dass beispielsweise 1998 auch in Ostdeutschland die Personen in Haushalten mit einer Bezugsperson ab 65 Jahren im Durchschnitt besser abschneiden als Personen in Arbeiterhaushalten.

Die gruppeninternen Ungleichheiten haben sich nach Maßgabe beider Indikatoren fast durchweg erhöht, allerdings in recht unterschiedlichem Ausmaß. Die Rangfolge der nach der sozialen Stellung der Bezugsperson differenzierten Indikatorwerte hat sich dabei nicht grundlegend geändert. Nach wie vor sind die Einkommen in der Gruppe der Arbeiterhaushalte am gleichmäßigsten, unter den Selbständigenhaushalten (ohne Landwirte) am ungleichmäßigsten verteilt. In der Gruppe der westdeutschen Nichterwerbstätigenhaushalte mit einer Bezugsperson ab 65 Jahren ist die Ungleichheit recht deutlich um 20% ( $I_0$ ) bzw. 11% ( $I_2$ ) gestiegen, so dass trotz der weiterhin etwa durchschnittlichen gruppenspezifischen Einkommensposition mit einer Zunahme prekärer Einkommenslagen der älteren Bevölkerung gerechnet werden muss.<sup>22</sup> Ein noch stärkerer Anstieg der Ungleichheitsindikatoren ergibt sich allerdings für die Gruppe der Nichterwerbstätigenhaushalte mit jüngerer Bezugsperson, wahrscheinlich eine Folge der zunehmenden Heterogenität hinsichtlich des Erwerbsstatus in den alten wie in den neuen Ländern. Insgesamt sprechen die Erhöhungen der gruppenspezifischen Werte der Ungleichheitsmaße im Zusammenhang mit den Annäherungen einiger Durchschnittseinkommen für die „Kompensationsthese“.

---

die interne Verteilung insbesondere am unteren Rand ungleicher geworden ist, bei der zweiten Gruppe tendenziell im oberen Einkommensbereich.

#### 4.4 Berücksichtigung des beruflichen Ausbildungsabschlusses der Bezugsperson

Die erhöhte Heterogenität der nach der sozialen Stellung der Bezugsperson abgegrenzten Gruppen ist vermutlich die Folge einer Vielzahl von Entwicklungen. Als wesentliche Ursache wird häufig die zunehmende Differenzierung der Humankapitalausstattung der Erwerbstätigen bzw. der Arbeitsnachfrage infolge eines „skill-biased technological change“<sup>23</sup> diskutiert. Deshalb werden im folgenden die sozialen Stellungen der Bezugsperson nochmals nach dem beruflichen Ausbildungsabschluss differenziert, um eine größere Homogenität der unterschiedlichen Gruppen zu erreichen. Aus diesem inhärent bivariaten Analyseansatz wird sich fast zwangsläufig eine Verringerung der Intra-Gruppen-Ungleichheit ergeben<sup>24</sup>, deren Ausmaß und zeitliche Entwicklung untersucht werden sollen. Insbesondere geht es um die Frage, ob die in Tabelle 3 dargestellte Zunahme der Ungleichheiten innerhalb von sozialen Gruppen eine stärkere Differenzierung der beobachteten individuellen Ausbildungsniveaus widerspiegelt oder mit steigenden gruppeninternen Ungleichheiten auch bei gegebenem Berufsabschluss einhergeht.

Mit dem beruflichen Ausbildungsabschluss wird allerdings nur einer von vielen Indikatoren für das Humankapital berücksichtigt, da weitere Komponenten wie beispielsweise die Berufserfahrung, die Dauer der Firmenzugehörigkeit, nicht berufsspezifische Kenntnisse und Fertigkeiten usw.<sup>25</sup> von dem vorhandenen Datenmaterial nicht erfasst werden. Folglich kann hier nur ein rudimentärer Ansatz realisiert werden, der in Übersicht 2 skizziert ist. Die einbezogenen Merkmalsausprägungen ergeben sich aus dem Variablenkatalog der EVS und werden bei sehr geringen Fallzahlen zusammengefasst – insbesondere für die neuen Länder. Die zusätzliche Differenzierung wird auch für Nichterwerbstätige vorgenommen, da die Höhe von Lohnersatzleistungen der Sozialversicherung und der Beamtenversorgung an früheren Erwerbseinkommen anknüpft, die wiederum vom beruflichen Ausbildungsgrad mitbestimmt

---

<sup>22</sup> Vgl. in diesem Zusammenhang Hauser, R., I. Becker (2001), S. 119-127.

<sup>23</sup> Vgl. z.B. die ausführliche Studie zum Arbeitsmarkt der USA von Katz, L., D. H. Autor (1999), insbes. S. 1530-1539.

<sup>24</sup> Zu den Vor- und Nachteilen von mehr oder weniger disaggregierten Gruppierungskonzepten vgl. Katz, L., D. H. Autor (1999), S. 1515-1517.

<sup>25</sup> Juhn, Ch., K. M. Murphy und B. Pierce (1993) sprechen in diesem Zusammenhang von „unobserved dimensions of skill“, denen bei der Entwicklung der Verteilung der Lohneinkommen in den USA eine größere Bedeutung zuzukommen scheint als den formalen Bildungsabschlüssen. Vgl. auch Katz, L., D. H. Autor (1999), S. 1489f., die ebenfalls zu dem Ergebnis kommen, dass der Anstieg der Intra-Gruppen („within-group“)-Ungleichheit als „unobservable“ oder „residual component of wage inequality“ einen größeren Anteil an der zunehmenden Differenzierung der Arbeitseinkommen hat als die Entwicklung der „explained between-group component“, wobei hier u.a. nach dem Geschlecht, der Ausbildung, der Erfahrung und der ethnischen Zugehörigkeit von vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern differenziert wurde.

**Übersicht 2: Gruppierung nach regionaler Zugehörigkeit und sozialer Stellung / beruflichem Ausbildungsabschluss der Bezugsperson**

Soziale Stellung	Beruflicher Ausbildungsabschluss	
	Alte Länder	Neue Länder
1. Landwirte – HH	1. Alle Grade beruflicher Ausbildung	siehe unter 2.
2. Selbständigen – HH (Neue Länder einschl. Landwirte)	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss oder Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung oder Gleichwertiges 2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges (auch DDR-Fachschulabschluss) 3. Fachhochschulabschluss 4. Hochschulabschluss	1. Alle Grade beruflicher Ausbildung
3. Beamten - HH	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss, Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung, Meisterabschluss oder Gleichwertiges (auch DDR-Fachschulabschluss) 2. Fachhochschulabschluss 3. Hochschulabschluss	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss, Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung, Meisterabschluss oder Gleichwertiges (auch DDR-Fachschulabschluss) 2. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss
4. Angestellten - HH	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss 2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung oder Gleichwertiges 3. Meisterabschluss oder Gleichwertiges (auch DDR-Fachschulabschluss) 4. Fachhochschulabschluss 5. Hochschulabschluss	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss oder Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung oder Gleichwertiges 2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges (auch DDR-Fachschulabschluss) 3. Fachhochschulabschluss 4. Hochschulabschluss
5. Arbeiter - HH	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss 2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung oder Gleichwertiges 3. Meisterabschluss oder Gleichwertiges (auch DDR-Fachschulabschluss), Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss oder Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung oder Gleichwertiges 2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges (auch DDR-Fachschulabschluss), Fachhochschul- oder Hochschulabschluss
6. Arbeitslosen - HH	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss 2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung oder Gleichwertiges 3. Meisterabschluss oder Gleichwertiges (auch DDR-Fachschulabschluss) 4. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss oder Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung oder Gleichwertiges 2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges (auch DDR-Fachschulabschluss) 3. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss
7. Sonst. Nichterw. - HH mit Bezugsperson unter 65 Jahren	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss 2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung oder Gleichwertiges; Meisterabschluss oder Gleichwertiges (auch DDR-Fachschulabschluss) 3. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss 2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung oder Gleichwertiges; Meisterabschluss oder Gleichwertiges (auch DDR-Fachschulabschluss) 3. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss
8. Sonst. Nichterw. - HH mit Bezugsperson ab 65 Jahren	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss 2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung oder Gleichwertiges 3. Meisterabschluss oder Gleichwertiges (auch DDR-Fachschulabschluss) 4. Fachhochschulabschluss 5. Hochschulabschluss	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss oder Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung oder Gleichwertiges 2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges (auch DDR-Fachschulabschluss) 3. Fachhochschulabschluss 4. Hochschulabschluss

sind. Da die Ergebnisse – wie schon im Vorhergehenden – bei beiden einbezogenen Ungleichheitsmaßen ähnlich ausfallen, wird im folgenden nur noch auf die Mittlere Logarithmische Abweichung eingegangen und auch auf eine Diskussion der gruppenspezifischen Einkommenspositionen verzichtet, die erwartungsgemäß innerhalb jeder sozialen Gruppe umso höher ausfallen, je höher der berufliche Ausbildungsabschluss der Bezugsperson ist. Diese relativen Einkommenspositionen sind ebenso wie die Transformierten Variationskoeffizienten im Anhang ausgewiesen.

Die Entwicklung der Bevölkerungsanteile (vgl. Tabelle 4.1) stützt zwar nicht generell, aber teilweise die These einer veränderten Struktur beruflicher Tätigkeiten als Ursache für zunehmende Ungleichheiten der Einkommensverteilung innerhalb der in Tabelle 3 unterschiedenen sozialen Gruppen. In den alten Ländern hat sich unter den Selbständigen-Haushalten von 1993 bis 1998 eine deutliche Verschiebung zu der Teilgruppe, deren Bezugsperson einen Hochschulabschluss hat und die das höchste gruppendurchschnittliche Einkommen erreicht (vgl. Tabelle A.1), ergeben. Ähnliches ist für die Angestellten-Haushalte zu beobachten, innerhalb derer alle drei oberen Abschlussgruppen an Bedeutung gewonnen haben.<sup>26</sup> In Ostdeutschland findet sich eine noch stärkere Verschiebung innerhalb der Angestellten-Haushalte, die der Differenzierungsthese entspricht. Die insgesamt deutliche Zunahme des Bevölkerungsanteils in diesen Haushalten war begleitet von einem Rückgang der mittleren Gruppe, deren Bezugspersonen einen Meisterabschluss oder Gleichwertiges erreicht haben, und einem überproportionalen Anstieg der relativen Häufigkeit sowohl der darunter liegenden als auch der darüber liegenden Abschlussgruppen. Bei anderen sozialen Stellungen der Bezugsperson lassen sich nicht so eindeutige Differenzierungshinweise finden. So fällt in den alten Ländern zwar unter den Arbeiter- und den Sonstigen Nichterwerbstätigen-Haushalten beider Altersgruppen ein starker Rückgang des Bevölkerungsanteils der Teilgruppe mit einer Bezugsperson ohne beruflichen Ausbildungsabschluss auf. Da dieser sich aber nicht in einer entsprechenden Zunahme des Anteils der Teilgruppe mit einer Bezugsperson der jeweils höchsten Ausbildungsgruppe niederschlägt, ist hier nicht von einem Effekt auszugehen, der die Intra-Gruppen-Ungleichheit der Arbeiter- bzw. Nichterwerbstätigen-Haushalte steigert, eher vom Gegenteil.

Die in Tabelle 4.2 ausgewiesenen gruppenspezifischen Mittleren Logarithmischen Abweichungen zeigen für Erwerbstätigen-Haushalte in den alten Ländern tendenziell bei mittle-

**Tabelle 4.1: Bevölkerungsanteile nach sozialer Stellung / beruflichem Ausbildungsabschluss der Bezugsperson (in %)**

Soziale Stellung	Beruflicher Ausbildungsabschluss	1993	1998
<b>Alte Länder</b>			
1. Landwirte – HH	1. Alle Grade beruflicher Ausbildung	1,19	0,87
2. Selbständigen – HH	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	2,01	1,45
	2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	1,60	1,31
	3. Fachhochschulabschluss	0,79	0,82
	4. Hochschulabschluss	1,43	2,03
3. Beamten - HH	1. maximal Meisterabschluss oder Gleichwertiges	2,28	2,11
	2. Fachhochschulabschluss	1,60	1,61
	3. Hochschulabschluss	1,57	1,55
4. Angestellten - HH	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,69	0,54
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	9,96	11,81
	3. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	3,80	4,99
	4. Fachhochschulabschluss	2,97	3,73
	5. Hochschulabschluss	3,23	4,24
5. Arbeiter - HH	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	2,45	1,29
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	16,61	15,93
	3. Meister-, Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	2,11	2,32
6. Arbeitslosen - HH	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,65	0,27
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	2,13	2,08
	3. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,36	0,40
	4. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,40	0,67
7. Sonst. Nichterw. - HH mit Bezugsperson unter 65 Jahren	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	1,95	0,98
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung; Meisterabschluss oder Gleichwertiges	5,85	5,42
	3. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	1,12	1,28
8. Sonst. Nichterw. - HH mit Bezugsperson ab 65 Jahren	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	2,68	1,48
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	7,58	7,94
	3. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	1,80	2,15
	4. Fachhochschulabschluss	0,98	0,98
	5. Hochschulabschluss	0,89	1,00
<b>Neue Länder</b>			
1. Selbständigen - HH (einschl. Landwirte)	1. Alle Grade beruflicher Ausbildung	1,10	0,88
2. Beamten - HH	1. maximal Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,13	0,17
	2. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,11	0,33
3. Angestellten - HH	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	1,05	1,86
	2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	1,45	1,09
	3. Fachhochschulabschluss	0,51	1,30
	4. Hochschulabschluss	1,75	1,97
4. Arbeiter - HH	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	4,81	4,18
	2. Meister-, Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	1,12	0,76
5. Arbeitslosen - HH	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,97	0,83
	2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,42	0,22
	3. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,45	0,42
6. Sonst. Nichterw. - HH mit Bezugsperson unter 65 Jahren	1. Kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,30	0,13
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung oder Meisterabschluss oder Gleichwertiges	1,72	1,02
	3. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,75	0,60
7. Sonst. Nichterw. – HH mit Bezugsperson ab 65 Jahren	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	1,24	1,19
	2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,75	0,63
	3. Fachhochschulabschluss	0,23	0,55
	4. Hochschulabschluss	0,45	0,64

**Tabelle 4.2: Gruppeninterne Ungleichheiten der Einkommensverteilung nach sozialer Stellung / beruflichem Ausbildungsabschluss der Bezugsperson, gemessen an der Mittleren Logarithmischen Abweichung (MLD)**

Soziale Stellung	Beruflicher Ausbildungsabschluss	1993	1998
<b>Alte Länder</b>			
1. Landwirte – HH	1. Alle Grade beruflicher Ausbildung	0,0779	0,1233
2. Selbständigen – HH	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,1627	0,1845
	2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,1527	0,1591
	3. Fachhochschulabschluss	0,1536	0,1591
	4. Hochschulabschluss	0,1536	0,1624
3. Beamten - HH	1. maximal Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0534	0,0659
	2. Fachhochschulabschluss	0,0517	0,0588
	3. Hochschulabschluss	0,0684	0,0804
4. Angestellten - HH	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,1188	0,1417
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,0851	0,0882
	3. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0765	0,0887
	4. Fachhochschulabschluss	0,0754	0,0993
	5. Hochschulabschluss	0,0869	0,1065
5. Arbeiter - HH	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,0746	0,0736
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,0563	0,0657
	3. Meister-, Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,0656	0,0617
6. Arbeitslosen - HH	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,0836	0,0827
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,0890	0,0868
	3. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0997	0,1108
	4. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,0964	0,1161
7. Sonst. Nichterw. - HH mit Bezugsperson unter 65 Jahren	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,0999	0,0957
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung; Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0928	0,1267
	3. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,1376	0,1710
8. Sonst. Nichterw. - HH mit Bezugsperson ab 65 Jahren	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,0719	0,0989
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,0702	0,0888
	3. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0804	0,0963
	4. Fachhochschulabschluss	0,0735	0,0815
	5. Hochschulabschluss	0,1035	0,1104
<b>Neue Länder</b>			
1. Selbständigen - HH (einschl. Landwirte)	1. Alle Grade beruflicher Ausbildung	0,1533	0,1469
2. Beamten - HH	1. maximal Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0363	0,0425
	2. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,0471	0,0547
3. Angestellten - HH	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,0454	0,0598
	2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0498	0,0521
	3. Fachhochschulabschluss	0,0467	0,0641
	4. Hochschulabschluss	0,0561	0,0817
4. Arbeiter - HH	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,0385	0,0470
	2. Meister-, Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,0359	0,0385
5. Arbeitslosen - HH	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,0369	0,0502
	2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0358	0,0788
	3. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,0454	0,0487
6. Sonst. Nichterw. - HH mit Bezugsperson unter 65 Jahren	1. Kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,0298	0,0785
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung oder Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0421	0,0582
	3. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,0562	0,0584
7. Sonst. Nichterw. – HH mit Bezugsperson ab 65 Jahren	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,0331	0,0458
	2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0300	0,0458
	3. Fachhochschulabschluss	0,0382	0,0291
	4. Hochschulabschluss	0,0422	0,0383

rem Ausbildungsabschluss die geringste gruppeninterne Ungleichheit für die jeweilige soziale Stellung. Die Unterschiede sind aber generell gering mit Ausnahme der westdeutschen Angestellten-Haushalte, bei denen die Nettoäquivalenzeinkommen in der Teilgruppe mit einer Bezugsperson ohne beruflichen Ausbildungsabschluss wesentlich ungleicher als in den anderen Teilgruppen verteilt sind. Dagegen fallen unter den Nichterwerbstätigen-Haushalten die Ungleichheitsindikatoren der Teilgruppen bei mittlerem oder hohem beruflichen Abschluss der Bezugsperson vergleichsweise hoch aus. Während des Beobachtungszeitraums sind in nahezu allen nach der sozialen Stellung und dem Ausbildungsabschluss differenzierten Teilgruppen die Werte von  $I_0$  gestiegen.<sup>27</sup> Die deutliche Zunahme der Intra-Gruppen-Ungleichheit in der auf soziale Stellungen beschränkten Betrachtung (Tabelle 3) ist also nicht überwiegend auf Veränderungen der Berufsbildungsstruktur zurückzuführen. Die stärkere Differenzierung führt zwar tendenziell zu einem geringeren Niveau der Intra-Gruppen-Ungleichheiten als im Falle des größeren Gruppierungskonzepts (Tabelle 3); die Erhöhungen zwischen 1993 und 1998 scheinen aber ähnliche Größenordnungen wie im Rahmen des auf soziale Stellungen begrenzten Dekompositionsansatzes zu erreichen.

## 5. Intra- und Inter-Gruppen-Komponenten der Gesamtungleichheit

Die bisher vorgestellten Detailergebnisse auf der Gruppenebene sind in Tabelle 5 zusammengefasst, indem die Intra- und die Inter-Gruppen-Ungleichheit der alternativen Gruppierungskonzepte – jeweils als Summe der gewichteten gruppenspezifischen Werte – in Relation zur Ungleichheit der Nettoäquivalenzeinkommen insgesamt ausgewiesen sind. Im obersten Block der Tabelle wird ausschließlich nach der Zugehörigkeit zu den alten bzw. neuen Ländern differenziert. Hier spiegelt sich die in Tabelle 1 dargestellte vergleichsweise starke Zunahme der Ungleichheit in Ostdeutschland in einem 1998 gegenüber 1993 gestiegenen Anteil der Ungleichheit innerhalb der neuen Länder von 12,5% ( $I_0$ ) bzw. 9,2% ( $I_2$ ) der Gesamtungleichheit wider. Die gleichzeitige Annäherung der durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommen beider Landesteile ergibt eine Abnahme des Anteils der Inter-Gruppen-Komponente von 4,7%

---

<sup>26</sup> Es handelt sich um die Teilgruppen, deren Bezugsperson einen Meisterabschluss oder Gleichwertiges, einen Fachhochschul- oder einen Hochschulabschluss hat. Die entsprechenden Bevölkerungsanteile haben zwischen 1993 und 1998 stärker zugenommen als der Bevölkerungsanteil aller Angestelltenhaushalte in Westdeutschland.

<sup>27</sup> Tendenzen in dieser Richtung zeigen sich beispielsweise auch für die Verteilung der Lohneinkommen in den USA. Juhn, Ch., K. M. Murphy und B. Pierce (1993) stellten bereits für die Zeit vor 1990 fest, dass der starke Anstieg der Ungleichheit der Verteilung der Lohneinkommen nur teilweise mit der in den USA zunehmenden Differenzierung zwischen Gruppen mit unterschiedlichem Niveau des beruflichen Bildungsabschlusses zu begründen ist. Der Anstieg der Ungleichheit innerhalb der nach formalen Kriterien abgegrenzten Gruppen war größer, was die Autoren auf „unobserved dimensions of skill“ zurückführen.



**Tabelle 5: Anteile von Intra-Gruppen- und Inter-Gruppen-Ungleichheiten an der Gesamtungleichheit der Nettoäquivalenzeinkommen in Deutschland 1993 und 1998**

Alternative Gruppierungsmerkmale bzw. Merkmalskombinationen	Ungleichheitsmaß	1993				1998			
		Intra- <sup>1)</sup>			Inter- <sup>2)</sup>	Intra- <sup>1)</sup>			Inter- <sup>2)</sup>
		Gruppen-Ungleichheit (in %)							
		Alte Länder	Neue Länder	Gesamt-D.	Gesamt-D.	Alte Länder	Neue Länder	Gesamt-D.	Gesamt-D.
Regionale Zugehörigkeit	I <sub>0</sub>	84,1	11,2	95,3	4,7	84,4	12,5	96,9	3,1
	I <sub>2</sub>	89,6	7,2	96,8	3,2	88,7	9,2	97,9	2,1
Regionale Zugehörigkeit und Haushaltstyp <sup>3)</sup>	I <sub>0</sub>	71,7	9,1	80,8	19,2	72,8	10,4	83,2	16,8
	I <sub>2</sub>	78,5	6,2	84,8	15,2	78,6	8,1	86,7	13,3
Regionale Zugehörigkeit und soziale Stellung der BZP <sup>3)</sup>	I <sub>0</sub>	63,7	8,7	72,4	27,6	70,8	10,2	81,0	19,0
	I <sub>2</sub>	72,0	6,0	78,0	22,0	77,5	8,0	85,5	14,5
Regionale Zugehörigkeit und soziale Stellung / beruflicher Ausbildungsabschluss der BZP <sup>4)</sup>	I <sub>0</sub>	57,6	8,2	65,8	34,2	65,1	9,4	74,5	25,5
	I <sub>2</sub>	65,8	5,7	71,5	28,5	72,4	7,5	79,9	20,1

<sup>1)</sup> Summe der gewichteten gruppenspezifischen Werte des Ungleichheitsmaßes in % des Werts des Ungleichheitsmaßes für Gesamtdeutschland.

<sup>2)</sup> Effekt der Unterschiede zwischen den gruppendurchschnittlichen Einkommenspositionen.

<sup>3)</sup> Zu den Merkmalsausprägungen vgl. Übersicht 1.

<sup>4)</sup> Zu den Merkmalsausprägungen vgl. Übersicht 2.

Quelle: EVS-Datenbank der Professur für Sozialpolitik an der Goethe-Universität Frankfurt a.M.; eigene Berechnungen.

auf 3,1% ( $I_0$ ) bzw. von 3,2% auf 2,1% ( $I_2$ ), während die Inter-Gruppen-Ungleichheit in den alten Ländern nahezu unverändert bei 84% bzw. knapp 90% der Ungleichheit insgesamt liegt.

Wenn nun innerhalb der beiden Landesteile nach sozio-demografischen Merkmalen differenziert wird, ergeben sich homogenere Gruppen und entsprechend geringere Anteile der Intra-Gruppen-Ungleichheit. Im Falle der in Tabelle 2 vorgenommenen Betrachtung von Haushaltstypen ist dieser Effekt zwar deutlich, aber dennoch sehr begrenzt, wie aus dem zweiten Block der Tabelle 5 hervorgeht. Die gruppeninternen Ungleichheiten summieren sich auf ca. vier Fünftel der Ungleichheit der personellen Einkommensverteilung insgesamt mit steigender Tendenz, die insbesondere auf die neuen Länder zurückzuführen ist. Der komplementäre Anteil der Inter-Gruppen-Ungleichheit ist dementsprechend rückläufig. Die alternative Differenzierung der Bevölkerung nach der sozialen Stellung der Bezugsperson – wieder neben der Berücksichtigung der regionalen Zugehörigkeit – scheint einen größeren Teil der Ungleichheit der Einkommensverteilung zu „erklären“, da die Intra-Gruppen-Ungleichheit im Jahr 1993 mit 72% ( $I_0$ ) bzw. 78% ( $I_2$ ) vergleichsweise gering ausfällt. Andererseits ist der Anstieg der gruppeninternen Ungleichheitskomponente größer als bei der Analyse von Haushaltstypen und nicht auf die neuen Länder beschränkt. Schließlich zeigt sich erwartungsgemäß ein nochmals deutlich geringerer Anteil der innerhalb der Gruppen bzw. erhöhter Anteil der zwischen den Gruppen bestehenden Ungleichheit, wenn die sozialen Stellungen zusätzlich nach dem beruflichen Ausbildungsabschluss der Bezugsperson differenziert werden (letzter Block der Tabelle 5). Die zwischen den in Übersicht 2 aufgeführten Gruppen bestehende Ungleichheit machte 1993 immerhin gut ein Drittel ( $I_0$ ) bzw. mehr als ein Viertel ( $I_2$ ) der Ungleichheit der personellen Einkommensverteilung aus. Die Veränderung bis 1998 war aber noch deutlicher als bei dem reduzierten Gruppierungskonzept nur nach der sozialen Stellung. Trotz einiger Änderungen in der Ausbildungsstruktur von Erwerbstätigen (Tabelle 4.1) sowie in den gruppenspezifischer Einkommenspositionen (Tabelle A.1) ist davon insgesamt also keine Erhöhung der Inter-Gruppen-Komponente an der Ungleichheit der personellen Einkommensverteilung ausgegangen, sondern der gegenteilige Effekt eingetreten.

Es stellt sich nun die Frage, ob die zwischen 1993 und 1998 beobachtete Differenzierung innerhalb sozio-demografischer Gruppen ein neuartiges Phänomen oder Bestandteil einer längerfristigen Entwicklung ist. Deshalb ist in Tabelle 6 eine Dekomposition nach der sozialen Stellung der Bezugsperson für die Zeit von 1962 bis 1998 in Westdeutschland wiedergegeben, die also alle bisherigen EVS-Stichjahre einbezieht. Das Gruppierungskonzept ist wegen der Grenzen des Datenmaterials der frühen Erhebungen allerdings vereinfacht, die keine Unter-

**Tabelle 6: Aufspaltung der Ungleichverteilung der Nettoäquivalenzeinkommen<sup>1)</sup> auf Personen nach der sozialen Stellung des Haushaltsvorstandes,<sup>2)</sup> Westdeutschland 1962 – 1998**

	1962	1969	1973	1978	1983	1988	1993	1998
<b>Gruppenspezifischer Bevölkerungsanteil (in %)</b>								
Selbständiger	11,3	9,2	8,2	7,3	7,4	6,8	7,3	6,9
Landwirt	8,9	5,8	3,5	2,9	2,5	2,0	1,5	1,1
Beamter	6,7	7,3	7,9	8,2	8,2	8,2	6,9	6,5
Angestellter	17,7	18,7	22,7	23,4	24,6	24,7	25,8	31,2
Arbeiter	37,3	37,1	34,1	30,1	27,5	24,7	25,4	24,1
Nichterwerbstätiger	21,0	22,0	23,6	28,1	29,8	33,6	33,0	30,3
<b>Arithmetisches Mittel des Nettoäquivalenzeinkommens</b>								
	4.289	7.035	10.828	15.299	19.299	22.318	29.774	32.663
<b>Gruppenspezifische relative Einkommensposition (in % des arithmetischen Mittels des Nettoäquivalenzeinkommens)</b>								
Selbständiger	159,7	160,4	163,3	166,5	151,4	154,9	155,3	142,7
Landwirt	83,7	89,2	79,6	84,2	82,0	91,5	67,4	82,3
Beamter	114,1	111,8	111,8	111,5	111,5	113,0	116,2	120,8
Angestellter	122,7	116,6	111,9	109,8	114,7	115,1	118,0	111,6
Arbeiter	80,8	80,9	81,9	81,8	83,7	84,2	81,4	80,9
Nichterwerbstätiger	88,5	91,9	91,8	92,3	88,5	86,7	86,2	89,7
<b>Gruppenspezifische Mittlere Logarithmische Abweichung (MLD)</b>								
Selbständiger	0,242	0,178	0,143	0,151	0,154	0,145	0,174	0,177
Landwirt	0,102	0,078	0,065	0,071	0,073	0,086	0,081	0,128
Beamter	0,078	0,071	0,073	0,070	0,069	0,062	0,069	0,079
Angestellter	0,092	0,087	0,082	0,078	0,085	0,086	0,092	0,104
Arbeiter	0,062	0,059	0,059	0,057	0,059	0,059	0,062	0,070
Nichterwerbstätiger	0,131	0,104	0,100	0,097	0,113	0,113	0,115	0,136
<b>Aufspaltung der Ungleichheit in Beitrag der Ungleichheit innerhalb der Gruppen und zwischen den Gruppen (in %)</b>								
MLD insgesamt	0,135	0,111	0,104	0,101	0,109	0,108	0,118	0,125
INTRA (in %) <sup>3)</sup>	78,3	78,7	79,1	80,4	84,2	83,8	81,1	87,7
INTER (in %) <sup>3)</sup>	21,7	21,3	20,9	19,6	15,8	16,2	18,9	12,3

<sup>1)</sup> Die Haushaltsnettoeinkommen wurden unter Verwendung der Regelsatzproportionen des Bundessozialhilfegesetzes durch das jeweilige Äquivalenzgewicht des Haushalts dividiert und jedem Haushaltsmitglied zugeordnet

<sup>2)</sup> Nur Personen in Haushalten mit deutscher Bezugsperson in Westdeutschland.

<sup>3)</sup> INTRA = Intra-Gruppen-Ungleichheit in % der Gesamtungleichheit.

INTER = Inter-Gruppen-Ungleichheit in % der Gesamtungleichheit.

Quelle: EVS-Datenbank der Professur für Sozialpolitik an der Goethe-Universität Frankfurt a.M.

scheidung zwischen verschiedenen Nichterwerbstätigen-Haushalten und zwischen verschiedenen Berufsabschlüssen zulassen. Die Ergebnisse bis einschließlich 1993 entstammen einer früheren Studie, in der die Regelsatzproportionen des Bundessozialhilfegesetzes als Äquivalenzskala verwendet wurden,<sup>28</sup> und wurden um eine methodisch konsistente Auswertung für 1998 ergänzt; sie sind von daher nicht vollständig mit den vorhergehenden Ergebnissen vergleichbar. Es soll an dieser Stelle nicht auf die einzelnen gruppenspezifischen Werte der Tabelle 6 eingegangen, sondern nur auf den letzten Block mit der Mittleren Logarithmischen Abweichung insgesamt und den zusammenfassenden Anteilen der Intra- und Inter-Gruppen-Ungleichheit kurz hingewiesen werden. Es zeigt sich ein U-förmiger Verlauf der Ungleichheit der personellen Einkommensverteilung mit der stärksten Abnahme von  $I_0$  zwischen 1962 und 1969 und der stärksten Zunahme zwischen 1988 und 1993. Dieser Verlauf war begleitet von einem trendmäßigen Anstieg des Anteils der Ungleichheit innerhalb der Gruppen um nahezu zehn Prozentpunkte. Die zunehmende Differenzierung der Nettoäquivalenzeinkommen in einigen Erwerbstätigen- und Nichterwerbstätigen-Gruppen scheint also keine vorübergehende Erscheinung zu sein, so dass eine Klassifizierung der Bevölkerung nach sozialen Stellungen immer fragwürdiger wird.

## 6. Fazit: Bestätigung der „Kompensationsthese“

Im Hinblick auf die Ausgangsfrage, ob die nur geringfügige Veränderung der Gesamtverteilung der Nettoäquivalenzeinkommen zwischen 1993 und 1998 auf weitgehend unveränderte Strukturen oder aber gegenläufige, sich teilweise kompensierende Änderungen auf der Gruppenebene zurückzuführen ist, ergibt sich keine Bestätigung der „Stabilitätsthese“; vielmehr spricht die in den meisten Gruppen zu beobachtende Zunahme der Ungleichheit bei gleichzeitiger Annäherung einiger gruppendurchschnittlicher Einkommenspositionen für die „Kompensationsthese“. Dies wird zusammenfassend in Tabelle 7 quantifiziert, indem nicht die Anteile der Intra- und Inter-Gruppen-Ungleichheit an der Gesamtungleichheit des jeweiligen Jahres, sondern die *Beiträge* beider Komponenten zur *Gesamtänderung* zwischen 1993 und 1998 ausgewiesen sind<sup>29</sup>, wobei die Darstellung auf die Änderung der Mittleren Logarithmischen Abweichung beschränkt ist.

<sup>28</sup> Vgl. Hauser, R., I. Becker (1999), S. 102.

<sup>29</sup> Die mathematische Formulierung der Dekomposition der Verteilungsänderung findet sich im Anhang unter der Formel (4).

**Tabelle 7: Zerlegung der Veränderung der Ungleichheit der personellen Einkommensverteilung zwischen 1993 und 1998**  
**- Bezug: mittlere logarithmische Abweichung (MLD) -**

Alternative Gruppierungsmerkmale bzw. Merkmalskombinationen	Änderung von MLD in %				
	insgesamt	durch folgende Teilentwicklungen <sup>1)</sup>			
		A	B	C	D
Regionale Zugehörigkeit	3,65	4,93	0,25	-0,10	-1,45
Regionale Zugehörigkeit und Haushaltstyp <sup>2)</sup>	3,65	4,17	1,28	-0,54	-1,26
Regionale Zugehörigkeit und soziale Stellung der BZP <sup>2)</sup>	3,65	11,27	0,21	-1,14	-6,69
Regionale Zugehörigkeit und soziale Stellung / beruflicher Ausbildungsabschluss der BZP <sup>3)</sup>	3,65	11,14	0,18	-1,42	-6,23

- 1) A: Änderungen der Intra-Gruppen-Ungleichheiten  
 B: Änderungen der Bevölkerungsanteile mit ihrem Effekt auf die Intra-Gruppen-Ungleichheit  
 C: Änderungen der Bevölkerungsanteile mit ihrem Effekt auf die Inter-Gruppen-Ungleichheit  
 D: Änderungen der gruppenspezifischen relativen Einkommenspositionen (Inter-Gruppen-Ungleichheit)

2) Zu den Merkmalsausprägungen vgl. Übersicht 1.

3) Zu den Merkmalsausprägungen vgl. Übersicht 2.

Quelle: EVS-Datenbank der Professur für Sozialpolitik an der Goethe-Universität Frankfurt a.M.; eigene Berechnungen

In der ersten Spalte ist der mit knapp 4% sehr mäßige Anstieg der MLD ausgewiesen, der unabhängig vom Gruppierungskonzept ist und sich wie folgt zusammensetzt:

- die zweite Spalte (Teilentwicklung A) zeigt die prozentuale Änderung der Ungleichheit innerhalb der jeweils betrachteten Gruppen;
- die Teilentwicklungen B und C in den beiden folgenden Spalten weisen den Einfluss der Änderungen der Bevölkerungsstruktur auf die Intra- bzw. die Inter-Gruppen-Ungleichheit aus;
- die letzte Spalte enthält den Beitrag der veränderten Inter-Gruppen-Ungleichheit durch Änderungen der gruppenspezifischen Durchschnittseinkommen zur Änderung der Verteilung insgesamt.

Die Darstellung zeigt für alle Gruppierungskonzepte einen die Ungleichheit der personellen Einkommensverteilung erhöhenden Effekt der Entwicklung innerhalb der Gruppen (A) und einen gegenläufigen, aber geringeren Effekt der Entwicklung zwischen den Gruppen (D). Änderungen der Bevölkerungsstruktur hatten einen nur geringen Einfluss, der zum einen die Zunahme der Intra-Gruppen-Ungleichheit, zum anderen aber auch die Abnahme der Inter-Gruppen-Ungleichheit leicht verstärkte.

Bei der Dekomposition nur nach der regionalen Zugehörigkeit (1. Zeile) resultiert A mit 4,9% im wesentlichen aus der Zunahme der Ungleichheit innerhalb der neuen Länder und D mit -1,5% aus der Annäherung des ostdeutschen an das westdeutsche Einkommensniveau. Eine ähnliche Größenordnung der beiden Änderungskomponenten ergibt sich unter Berücksichtigung verschiedener Haushaltstypen (2. Zeile), während bei der Gruppierung nach regionaler Zugehörigkeit und sozialer Stellung der Bezugsperson (3. Zeile) die Teilentwicklungen deutlicher ausfallen, also ein stärkerer Kompensationseffekt sichtbar wird. Durch die weitere Differenzierung der sozialen Stellungen nach dem beruflichen Ausbildungsabschluss ändert sich an den Beiträgen der Intra- und der Inter-Gruppen-Komponente zur Gesamtänderung der Verteilungsungleichheit von ca. 11% und etwa -6% nur sehr wenig.<sup>30</sup> Die zunehmende Differenzierung innerhalb von sozialen Gruppen scheint also nicht auf veränderte Strukturen der Bevölkerung nach vordergründigen Ausbildungsmerkmalen zurückzuführen zu sein sondern sich innerhalb aller hier betrachteten sozialen Statusgruppen zu entwickeln. Abschließend bleibt festzuhalten, dass sich hinter einem im Zeitablauf stabilen Ungleichheitsmaß durchaus dynamische Teilentwicklungen verbergen können.

## Literaturverzeichnis

Becker, I. (1995): Stabilität in der Einkommensverteilung – Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland bis zur Wiedervereinigung. Arbeitspapier Nr. 6 des EVS-Projekts, Frankfurt am Main.

Becker, I. (1998): Zur personellen Einkommensverteilung in Deutschland 1993: Fortsetzung des Trends zunehmender Ungleichheit. Arbeitspapier Nr. 13 des EVS-Projekts, Frankfurt am Main.

Becker, I. (2000): Einkommensverteilung in Deutschland. Strukturanalyse der Ungleichheit nach Einkommenskomponenten. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 220/4, S. 401-419.

Cowell, F. A. (1989): Sampling Variance and Decomposable Inequality Measures. In: Journal of Econometrics 42, S. 27-41.

Cowell, F. A. (1995): Measuring Inequality. Second Edition, London u. a.

Faik, J. (1995): Äquivalenzskalen. Theoretische Erörterung, empirische Ermittlung und verteilungsbezogene Anwendung für die Bundesrepublik Deutschland. Berlin.

Frick, J., P. Krause, G. Wagner (1997): Einkommensverteilung. In: Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Datenreport 1997. Zahlen und Fakten über die Bundesrepublik Deutschland, Bonn, S. 502-514.

Habich, R., P. Krause (1994): Armut. In: Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Datenreport 1994. Zahlen und Fakten über die Bundesrepublik Deutschland, Schriftenreihe Band 325, Bonn, S. 598-607.

Hanesch, W., P. Krause, G. Bäcker (2000), Armut und Ungleichheit in Deutschland. Der neue Armutsbericht der Hans-Böckler-Stiftung, des DGB und des Paritätischen Wohlfahrtsverbandes, Rheinbek

Hauser, R. (1996): Zur Messung individueller Wohlfahrt und ihrer Verteilung. In: Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Wohlfahrtsmessung – Aufgabe der Statistik im gesellschaftlichen Wandel, Band 29 der Schriftenreihe Forum der Bundesstatistik, Stuttgart, S. 13-38.

Hauser, R. (1999): Personelle Primär- und Sekundärverteilung der Einkommen unter dem Einfluß sich ändernder wirtschaftlicher und sozialpolitischer Rahmenbedingungen. Eine empirische Analyse auf der Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1973 - 1993. In: Allgemeines Statistisches Archiv, 83. Band, 1/1999, S. 88-110.

Hauser, R., I. Becker (1998a): Die langfristige Entwicklung der personellen Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland. In: Galler, H. P., G. Wagner (Hrsg.), Empirische

---

<sup>30</sup> Zu einem bestimmten *Zeitpunkt* ist allerdings die Aufteilung der Ungleichheit der Verteilung in beide Komponenten anders als im Falle ohne Berücksichtigung des Ausbildungsabschlusses: der Anteil der Ungleichheit zwischen den Gruppen fällt höher aus (vgl. Tabelle 5).

Forschung und wirtschaftspolitische Beratung, Festschrift für Hans-Jürgen Krupp zum 65. Geburtstag, Frankfurt/New York, S. 119-134.

Hauser, R., I. Becker (1998b): Zur Dynamik der Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland 1962 bis 1995. In: Schönig, W., I. Schmale (Hrsg.), Gestaltungsoptionen in modernen Gesellschaften, Festschrift für Jürgen Zerche zum 60. Geburtstag, Regensburg, S. 91-106.

Hauser, R., I. Becker (1999): Wird unsere Einkommensverteilung immer ungleicher? - Einige Forschungsergebnisse -. In: Döring, D. (Hrsg.), Sozialstaat in der Globalisierung, Frankfurt a. M., S. 89-116.

Hauser, R., I. Becker (2001), Einkommensverteilung im Querschnitt und im Zeitverlauf 1973 bis 1998. Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung, Bonn.

Hauser, R., J. Faik (1996), Strukturwandel der unteren Einkommensschichten in der Bundesrepublik Deutschland während eines Vierteljahrhunderts - eine Untersuchung auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichproben unter Berücksichtigung der in der Sozialhilfe implizierten Bedarfsgewichte und der Änderung der Unterkunftskosten -. Gutachten im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit, Frankfurt/Main.

Hauser, R., J. Faik (1997): Modifizierte Sozialhilfe-Bedarfsskalengewichte – Eine Untersuchung auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichproben –. Arbeitspapier Nr. 10 des EVS-Projekts, Frankfurt am Main.

Hauser, R., J. Frick, K. Müller, G. Wagner (1994): Inequality in income: A comparison of East and West Germans before reunification and during transition. In: Journal of European Social Policy, 4/1994, S. 277-295.

Hauser, R., G. Wagner (1996): Die Einkommensverteilung in Ostdeutschland – Darstellung, Vergleich und Determinanten für die Jahre 1990 bis 1994. In: Hauser, R. (Hrsg.), Sozialpolitik im vereinten Deutschland III, Familienpolitik, Lohnpolitik und Verteilung, Berlin, S. 79-127.

Jenkins, St. P. (1995): Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analysis for the UK, 1971-1986. In: *Economica*, Vol. 62, S. 29-63.

Juhn, Ch., K. M. Murphy, B. Pierce (1993): Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. In: *Journal of Political Economy*, vol. 101, no. 3, S. 410-442.

Katz, L., D. H. Autor (1999): Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality. In: Ashenfelter, O., D. Card (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*, Volume 3A, Amsterdam u.a., S. 1463-1555.

Krause, P., G. Wagner (1997): Einkommens-Reichtum und Einkommens-Armut in Deutschland. Ergebnisse des Sozio-oekonomischen Panels. In: Huster, Ernst-Ulrich (Hrsg.), *Reichtum in Deutschland. Die Gewinner in der sozialen Polarisierung*, Frankfurt/New York, S. 65-88.

Krug, W., M. Nourney, J. Schmidt (1994): *Wirtschafts- und Sozialstatistik. Gewinnung von Daten*, München - Wien.



Kühnen, C. (1999): Das Stichprobenverfahren der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1998. In: *Wirtschaft und Statistik*, Heft 2/1999, S. 111-115.

Münnich, M. (1999): Haus- und Grundbesitz sowie Wohnverhältnisse privater Haushalte in Deutschland. Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1998. In: *Wirtschaft und Statistik*, Heft 3/1999, S. 210-220.

Münnich, M. (2000): Einkommens- und Vermögensverteilung privater Haushalte in Deutschland – Teil 1. Ergebnis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1998. In: *Wirtschaft und Statistik*, Heft 9/2000, S. 679-689.

Münnich, M., M. Illgen (1999): Ausstattung privater Haushalte mit langlebigen Gebrauchsgütern. Erste Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1998. In: *Wirtschaft und Statistik*, Heft 1/1999, S. 46-54.

Münnich, M., M. Illgen (2000): Einkommen und Einnahmen privater Haushalte in Deutschland. Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe für das erste Halbjahr 1998. In: *Wirtschaft und Statistik*, Heft 2/2000, S. 125-137.

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

Statistisches Bundesamt (1997): *Wirtschaftsrechnungen (Fachserie 15), Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993*, Heft 7, Aufgabe, Methode und Durchführung, Stuttgart.

## 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

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

Sensitivität in Abhängigkeit von  $\varepsilon$

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) Mittlere Logarithmische Abweichung (MLD)

$$I_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left( \frac{\mu}{y_i} \right) = \sum_{g=1}^G p_g \cdot I_{0g} + \sum_{g=1}^G p_g \cdot \ln \left( \frac{\mu}{\mu_g} \right)$$

große Sensitivität im unteren Einkommensbereich

### (4)

$$\begin{aligned} I_0(t+1) - I_0(t) &= \sum_{g=1}^G \overline{p_g} \cdot \Delta I_{0g} + \sum_{g=1}^G \overline{I_{0g}} \cdot \Delta p_g + \sum_{g=1}^G \left( \frac{\overline{\mu_g}}{\mu} - \ln \left( \frac{\overline{\mu_g}}{\mu} \right) \right) \cdot \Delta p_g \\ &\quad + \sum_{g=1}^G \left( \overline{p_g \cdot \frac{\mu_g}{\mu}} - \overline{p_g} \right) \cdot \Delta \ln \mu_g \end{aligned}$$

### (5) Transformierter Variationskoeffizient

$$I_2 = \frac{V^2}{2} = \sum_{g=1}^G p_g \left( \frac{\mu_g}{\mu} \right)^2 \cdot I_{2g} + \sum_{g=1}^G p_g \left[ \left( \frac{\mu_g}{\mu} \right)^2 - 1 \right]$$

große Sensitivität im oberen Einkommensbereich

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

- Legende:  $n$  = Bevölkerungsgröße  
 $\mu$  = Gesamtdurchschnittseinkommen  
 $y_i$  = Einkommen der Person  $i$   
 $I_0$  = Mittlere Logarithmische Abweichung (MLD)  
 $I_{0g}$  = MLD der Gruppe  $g$

$p_g$  = Bevölkerungsanteil der Gruppe g

$\mu_g$  = durchschnittliches Einkommen der Gruppe g

$I_2$  = Transformierter Variationskoeffizient

$I_{2g}$  = Transformierter Variationskoeffizient der Gruppe g

$V$  = Variationskoeffizient

Ein Querstrich über 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 A.1: Relative Einkommensposition nach sozialer Stellung / beruflichem Ausbildungsabschluss der Bezugsperson**

Soziale Stellung	Beruflicher Ausbildungsabschluss	1993	1998
<b>Alte Länder</b>			
1. Landwirte – HH	1. alle Grade beruflicher Ausbildung	0,7333	0,8739
2. Selbständigen – HH	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	1,4225	1,3567
	2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	1,4796	1,3145
	3. Fachhochschulabschluss	1,8463	1,6037
	4. Hochschulabschluss	2,0555	1,6740
3. Beamten - HH	1. maximal Meisterabschluss oder Gleichwertiges	1,0715	1,1191
	2. Fachhochschulabschluss	1,2835	1,2921
	3. Hochschulabschluss	1,4437	1,4594
4. Angestellten - HH	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,9870	0,8164
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	1,1357	1,0576
	3. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	1,2268	1,1621
	4. Fachhochschulabschluss	1,4110	1,2997
	5. Hochschulabschluss	1,4991	1,3811
5. Arbeiter - HH	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,7885	0,7249
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,8606	0,8530
	3. Meister-, Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,9021	0,8779
6. Arbeitslosen - HH	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,4021	0,4768
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,5852	0,6025
	3. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,7754	0,7290
	4. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,6695	0,6959
7. Sonst. Nichterw. - HH mit Bezugsperson unter 65 Jahren	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,6497	0,5578
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung; Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,8438	0,8733
	3. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	1,0840	1,0798
8. Sonst. Nichterw. - HH mit Bezugsperson ab 65 Jahren	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,8058	0,8022
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,9528	0,9254
	3. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,9968	1,0365
	4. Fachhochschulabschluss	1,3321	1,3533
	5. Hochschulabschluss	1,6853	1,6550
<b>Neue Länder</b>			
1. Selbständigen - HH (einschl. Landwirte)	1. Alle Grade beruflicher Ausbildung	1,0438	1,1788
2. Beamten - HH	1. maximal Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,9009	0,9584
	2. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	1,0746	1,1933
3. Angestellten - HH	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,7987	0,7916
	2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,9230	0,8882
	3. Fachhochschulabschluss	1,0256	0,9668
	4. Hochschulabschluss	1,0950	1,0881
4. Arbeiter - HH	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,7384	0,7240
	2. Meister-, Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,7696	0,7361
5. Arbeitslosen - HH	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,5320	0,5197
	2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,5941	0,6860
	3. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,6390	0,6858
6. Sonst. Nichterw. - HH mit Bezugsperson unter 65 Jahren	1. Kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,5640	0,6048
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung oder Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,7065	0,7001
	3. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,8284	0,8392
7. Sonst. Nichterw. – HH mit Bezugsperson ab 65 Jahren	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,7034	0,7258
	2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,7518	0,7928
	3. Fachhochschulabschluss	0,7998	0,8481
	4. Hochschulabschluss	0,8065	0,9486

**Tabelle A.2: Gruppeninterne Ungleichheiten der Einkommensverteilung nach sozialer Stellung / beruflichem Ausbildungsabschluss der Bezugsperson, gemessen am Transformierten Variationskoeffizienten**

Soziale Stellung	Beruflicher Ausbildungsabschluss	1993	1998
<b>Alte Länder</b>			
1. Landwirte – HH	1. Alle Grade beruflicher Ausbildung	0,0867	0,1616
2. Selbständigen – HH	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,2139	0,2477
	2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,1772	0,2274
	3. Fachhochschulabschluss	0,1707	0,1847
	4. Hochschulabschluss	0,1744	0,1765
3. Beamten - HH	1. maximal Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0626	0,0918
	2. Fachhochschulabschluss	0,0583	0,0714
	3. Hochschulabschluss	0,0759	0,0877
4. Angestellten - HH	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,1331	0,1754
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,0978	0,1062
	3. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0847	0,1187
	4. Fachhochschulabschluss	0,0832	0,1251
	5. Hochschulabschluss	0,0959	0,1285
5. Arbeiter - HH	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,0793	0,0813
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,0598	0,0799
	3. Meister-, Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,0731	0,0729
6. Arbeitslosen - HH	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,0986	0,1115
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,0906	0,1162
	3. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,1229	0,1554
	4. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,1066	0,1682
7. Sonst. Nichterw. - HH mit Bezugsperson unter 65 Jahren	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,1107	0,1152
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung; Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,1001	0,1333
	3. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,1338	0,1845
8. Sonst. Nichterw. - HH mit Bezugsperson ab 65 Jahren	1. kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,0818	0,1268
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,0849	0,0986
	3. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0959	0,1089
	4. Fachhochschulabschluss	0,0774	0,0898
	5. Hochschulabschluss	0,1255	0,1113
<b>Neue Länder</b>			
1. Selbständigen - HH (einschl. Landwirte)	1. Alle Grade beruflicher Ausbildung	0,2489	0,2181
2. Beamten - HH	1. maximal Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0399	0,0476
	2. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,0543	0,0654
3. Angestellten - HH	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,0476	0,0739
	2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0546	0,0565
	3. Fachhochschulabschluss	0,0518	0,0986
	4. Hochschulabschluss	0,0635	0,1150
4. Arbeiter - HH	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,0402	0,0523
	2. Meister-, Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,0373	0,0388
5. Arbeitslosen - HH	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,0391	0,0584
	2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0386	0,1103
	3. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,0473	0,0601
6. Sonst. Nichterw. - HH mit Bezugsperson unter 65 Jahren	1. Kein beruflicher Ausbildungsabschluss	0,0267	0,1337
	2. Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung oder Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0410	0,0687
	3. Fachhochschul- oder Hochschulabschluss	0,0589	0,0952
7. Sonst. Nichterw. – HH mit Bezugsperson ab 65 Jahren	1. maximal Abschluss einer Lern-, Anlernausbildung	0,0365	0,0469
	2. Meisterabschluss oder Gleichwertiges	0,0357	0,0478
	3. Fachhochschulabschluss	0,0414	0,0298
	4. Hochschulabschluss	0,0500	0,0405

**Arbeitspapiere des EVS-Projekts**  
**„Personelle Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland“**  
**(Stand: März 2001)**

Arbeitspapier Nr. 1: The Development of the Income Distribution in the Federal Republic of Germany during the Seventies and Eighties  
(Richard Hauser und Irene Becker).

In überarbeiteter Fassung erschienen als: Hauser, Richard, Irene Becker (1997): The development of income distribution in the Federal Republic of Germany during the 1970s and 1980s. In: Gottschalk, Peter, Björn Gustafsson, Edward Palmer (Hrsg.): Changing patterns in the distribution of economic welfare. An international perspective, Cambridge, S. 184-219.

Arbeitspapier Nr. 2: Die Entwicklung der Einkommenslage von Familien über zwei Dekaden - einige empirische Grundlagen zur Würdigung der deutschen Familienpolitik  
(Richard Hauser)

In überarbeiteter Fassung erschienen als: Hauser, Richard (1995): Die Entwicklung der Einkommenslage von Familien über zwei Dekaden - einige empirische Grundlagen zur Würdigung der deutschen Familienpolitik. In: Kleinhenz, Gerhard (Hrsg.): Soziale Ausgestaltung der Marktwirtschaft, Festschrift zum 65. Geburtstag von H. Lampert, Berlin, S. 133-150.

Arbeitspapier Nr. 3: Die Entwicklung der Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland in den siebziger und achtziger Jahren  
(Irene Becker und Richard Hauser)

In überarbeiteter Fassung erschienen als: Becker, Irene, Richard Hauser (1995): Die Entwicklung der Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland in den siebziger und achtziger Jahren. In: Konjunkturpolitik, Zeitschrift für angewandte Wirtschaftsforschung (Applied Economics Quarterly), 41. Jg., Heft 4, S. 308-342.

Arbeitspapier Nr. 4: Die Veränderung der personellen Einkommensstruktur in der Bundesrepublik Deutschland  
(Uwe Fachinger und Jürgen Faik)

Arbeitspapier Nr. 5: Kostenelemente eines Bürgergeldmodells  
(Irene Becker)

In überarbeiteter Fassung erschienen als: Becker, Irene (1995): Das Bürgergeld als alternatives Grundsicherungssystem: Darstellung und kritische Würdigung einiger empirischer Kostenschätzungen. In: Finanzarchiv, Band 52, Heft 3, S. 305-338.

Arbeitspapier Nr. 6: Stabilität in der Einkommensverteilung - Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland bis zur Wiedervereinigung  
(Irene Becker)

Arbeitspapier Nr. 7: Zur Messung individueller Wohlfahrt und ihrer Verteilung  
(Richard Hauser)

In überarbeiteter Fassung erschienen als: Hauser, Richard (1996): Zur Messung individueller Wohlfahrt und ihrer Verteilung. In: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Wohlfahrtsmessung - Aufgabe der Statistik im gesellschaftlichen Wandel, Band 29 der Schriftenreihe Forum der Bundesstatistik, Stuttgart, S. 13-38.

Arbeitspapier Nr. 8: Did Earnings Inequality in the Federal Republic of Germany Increase from the 1960s to the 1980s?  
(Irene Becker)

Arbeitspapier Nr. 9: Einkommensverteilung und Armut in Deutschland von 1962 bis 1995  
(Irene Becker und Richard Hauser)

In überarbeiteter Fassung erschienen als: Becker, Irene (1997): Die Entwicklung von Einkommensverteilung und Einkommensarmut in den alten Bundesländern von 1962 bis 1988. Sowie: Hauser, Richard (1997): Vergleichende Analyse der Einkommensverteilung und der Einkommensarmut in den alten und neuen Bundesländern 1990 bis 1995. Beides in: Becker, Irene, Richard Hauser (Hrsg.): Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?, Frankfurt am Main/New York, S. 43-61 bzw. S. 63-82.

Arbeitspapier Nr. 10: Modifizierte Sozialhilfe - Bedarfsskalengewichte  
(Richard Hauser und Jürgen Faik)

Arbeitspapier Nr. 11: Strukturwandel der unteren Einkommensschichten in der Bundesrepublik Deutschland während eines Vierteljahrhunderts  
(Richard Hauser und Jürgen Faik)

Arbeitspapier Nr. 12: Abgaben- und Transfersystem wirkt Polarisierungstendenzen entgegen  
Kernel Density-Schätzungen auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1973 bis 1988  
(Irene Becker und Richard Hauser)

In überarbeiteter Fassung erschienen als: Hauser, Richard, Irene Becker (1998): Polarisierungstendenzen der Einkommensverteilung. In: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Einkommen und Vermögen in Deutschland. Messung und Analyse. Schriftenreihe Forum Bundesstatistik, Stuttgart (im Druck).

Arbeitspapier Nr. 13: Zur personellen Einkommensverteilung in Deutschland 1993:  
Fortsetzung des Trends zunehmender Ungleichheit  
(Irene Becker)

Arbeitspapier Nr. 14: Die Verteilung von Geld- und Grundvermögen auf sozio-ökonomische Gruppen im Jahr 1988 und Vergleich mit früheren Ergebnissen  
Eine empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland  
(Michael Grimm)

Arbeitspapier Nr. 15: Labor Earnings and Household Income Mobility in Reunified Germany: A comparison of the Eastern and Western States  
(Richard Hauser und Holger Fabig)

Arbeitspapier Nr. 16: The Distribution of Income and Wealth in European and North-American Societies  
(Wolfgang Glatzer und Richard Hauser)

Arbeitspapier Nr. 17: Einkommensmobilität im internationalen Vergleich - eine empirische Analyse mit Panel-Daten  
(Holger Fabig)

Arbeitspapier Nr. 18: Vergleich und Bewertung alternativer Grundsicherungskonzepte  
(Irene Becker)

In überarbeiteter Fassung erschienen als: Becker, Irene (1998): Vergleich und Bewertung alternativer Grundsicherungskonzepte. In: WSI-Mitteilungen, 11/1998.

Arbeitspapier Nr. 19: Zur Entwicklung der Einkommens- und Vermögensverteilung in den 80er und 90er Jahren. Gibt es eine Tendenz sozialer Polarisierung?  
(Irene Becker)  
In überarbeiteter Fassung erschienen in: WSI-Mitteilungen, 3/1999 und 5/1999.

Arbeitspapier Nr. 20: Changes in the distribution of pre-government and post-government income in Germany 1973 - 1993  
(Richard Hauser und Irene Becker)

Arbeitspapier Nr. 21: Changes in Income Poverty and Deprivation over Time  
(Richard Hauser und Brian Nolan)

Erscheint in überarbeiteter Fassung als:

Hauser, Richard, Brian Nolan (2000): Unemployment and Poverty. In: Gallie, Duncan, Serge Paugam (eds.): Welfare Regimes and the Experience of Unemployment, Oxford.

Arbeitspapier Nr. 22: The Changing Effects of Social Protection on Poverty  
(Brian Nolan, Richard Hauser, Jean-Paul Zoyem)

Erscheint in überarbeiteter Fassung als:

Nolan, Brian, Richard Hauser, Jean-Paul Zoyem (2000): Effects of Social Protection on Poverty. In: Gallie, Duncan, Serge Paugam (eds.): Welfare Regimes and the Experience of Unemployment, Oxford.

Arbeitspapier Nr. 23: Erwerbsverläufe in Deutschland, Großbritannien und Schweden - Ähnlichkeiten, Unterschiede und Veränderungen über die Zeit  
(Wolfgang Strengmann-Kuhn)  
(Veröffentlichung in Vorbereitung)

Arbeitspapier Nr. 24: Eine Datenquelle, drei Studien = drei verschiedene Aussagen? Zur Problematik empirischer Vermögensanalysen  
(Jürgen Faik)



Arbeitspapier Nr. 25: Einkommensverteilung in Deutschland: Strukturanalyse der Ungleichheit nach Einkommenskomponenten  
(Irene Becker)

Arbeitspapier Nr. 26: Personelle Einkommensverteilung 1993 und 1998: Ergebnisse der EVS zur Ungleichheit innerhalb und zwischen sozio-ökonomischen Gruppen  
(Irene Becker)