

Peichl, Andreas; Pestel, Nico; Schneider, Hilmar

Working Paper

Demografie und Ungleichheit: der Einfluss von Veränderungen der Haushaltsstruktur auf die Einkommensverteilung in Deutschland

IZA Discussion Papers, No. 4197

Provided in Cooperation with:

IZA – Institute of Labor Economics

Suggested Citation: Peichl, Andreas; Pestel, Nico; Schneider, Hilmar (2009) : Demografie und Ungleichheit: der Einfluss von Veränderungen der Haushaltsstruktur auf die Einkommensverteilung in Deutschland, IZA Discussion Papers, No. 4197, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn, <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:101:1-20090615125>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/35707>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

IZA DP No. 4197

**Demografie und Ungleichheit:
Der Einfluss von Veränderungen der Haushaltsstruktur
auf die Einkommensverteilung in Deutschland**

Andreas Peichl
Nico Pestel
Hilmar Schneider

May 2009

Demografie und Ungleichheit: Der Einfluss von Veränderungen der Haushaltsstruktur auf die Einkommensverteilung in Deutschland

Andreas Peichl

IZA and ISEK

Nico Pestel

IZA

Hilmar Schneider

IZA

Discussion Paper No. 4197
May 2009

IZA

P.O. Box 7240
53072 Bonn
Germany

Phone: +49-228-3894-0
Fax: +49-228-3894-180
E-mail: iza@iza.org

Any opinions expressed here are those of the author(s) and not those of IZA. Research published in this series may include views on policy, but the institute itself takes no institutional policy positions.

The Institute for the Study of Labor (IZA) in Bonn is a local and virtual international research center and a place of communication between science, politics and business. IZA is an independent nonprofit organization supported by Deutsche Post Foundation. The center is associated with the University of Bonn and offers a stimulating research environment through its international network, workshops and conferences, data service, project support, research visits and doctoral program. IZA engages in (i) original and internationally competitive research in all fields of labor economics, (ii) development of policy concepts, and (iii) dissemination of research results and concepts to the interested public.

IZA Discussion Papers often represent preliminary work and are circulated to encourage discussion. Citation of such a paper should account for its provisional character. A revised version may be available directly from the author.

ABSTRACT

Demografie und Ungleichheit: Der Einfluss von Veränderungen der Haushaltsstruktur auf die Einkommensverteilung in Deutschland

In Germany, two observations can be tracked over the past 15 to 20 years: First, income inequality has constantly increased while, second, the average household size has been declining dramatically. The analysis of income distribution relies on equivalence-weighted incomes, which take into account household size. Therefore, there is an obvious link between these two developments. The aim of the paper is to quantify how the trend towards smaller households has influenced the change in income inequality. It appears that inequality would also have increased without this demographic trend. But its level would be noticeably lower than it actually is.

JEL Classification: D31, D63, I30, J11

Keywords: demography, income inequality, inequality decomposition, household structure, SOEP, Germany

Corresponding author:

Hilmar Schneider
IZA Bonn
P.O. Box 7240
53072 Bonn
Germany
E-Mail: schneider@iza.org

1 Einleitung

Der 3. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung aus dem Jahr 2008 kommt zu dem Ergebnis, dass die Einkommensungleichheit in der Bundesrepublik Deutschland in den letzten Jahren spürbar zugenommen hat. Im Jahr nach der Wiedervereinigung 1991 wies der Gini-Koeffizient der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen noch einen Wert von 0,257 auf (Sachverständigenrat, 2007, S. 458). Die seither zu beobachtende Zunahme der Einkommensspreizung hat sich etwa seit dem Jahr 2000 beschleunigt (Goebel and Krause, 2007, S. 824). Ausgehend von einem Wert von 0,292 in den Jahren 2002 und 2003 ist der Gini-Koeffizient auf einen Wert von 0,316 im Jahr 2005 gestiegen. Zu den potenziellen Erklärungen für diese Entwicklung zählen zum einen Veränderungen in der Verteilung der Arbeitseinkommen, die eine wesentliche Komponente der Haushaltseinkommen darstellen. Zum anderen wird darauf verwiesen, dass die parallel dazu rückläufige Entwicklung der durchschnittlichen Zahl von Personen, die in einem Haushalt zusammen lebt, entscheidenden Einfluss auf die Einkommensverteilung hat (Bundesregierung, 2008, S. VIII f.). Die demografische Entwicklung der Bevölkerung ist insbesondere in Deutschland neben einer zunehmenden Alterung der Gesellschaft durch einen starken Rückgang der durchschnittlichen Haushaltsgröße gekennzeichnet. Nach Schweden weist Deutschland die geringste durchschnittliche Haushaltsgröße unter den Ländern der OECD auf (Bundesregierung, 2008, S. 27). Insbesondere hat der Anteil von Ein- und Zwei-Personen-Haushalten stark zugenommen.¹ Der Zuwachs bei den Ein-Personen-

¹Nach den Erkenntnissen des Mikrozensus 2005 ist die durchschnittliche Zahl der Personen, die in einem Haushalt zusammen leben, zwischen 1991 und 2005 im gesamten Bundesgebiet von 2,27 um gut sieben Prozent auf 2,11 zurückgegangen. Dieser Rückgang war in den neuen Bundesländern einschließlich Berlin noch sehr viel deutlicher. Während die durchschnittliche Personenzahl im Haushalt 1991 dort noch 2,31 betrug, lebten im Jahr 2005 mit 1,98 im Schnitt weniger als zwei Personen in einem Haushalt. Dies entspricht einem Rückgang um 14,3 Prozent. Während die Bevölkerungszahl zwischen 1991 und 2005 von 80,2 Millionen um 3,1 Prozent auf 82,7 Millionen zugenommen hat wuchs die Zahl der Privathaushalte annähernd viermal so stark von 35,3 Millionen um 11,1 Prozent auf 39,2 Millionen. Dieser Zuwachs ist ausschließlich auf die Zunahme der Haushalte mit höchstens zwei Haushaltsmitgliedern zurückzuführen. Die Zahl der Ein- und Zwei-Personen-Haushalte legte mit 23,9 beziehungsweise 22,1 Prozent deutlich zu während die Zahl der Haushalte mit mindestens drei Haushaltsmitgliedern gesunken ist. Die Zahl der Drei-Personen-Haushalte sank in diesem Zeitraum um neun, die der Vier-Personen-Haushalte um 11,2 und die Zahl der Haushalte mit fünf und mehr Personen um 14,1 Prozent (Destatis, 2005). Diese Entwicklung dürfte zu einem großen Teil mit dem starken und kontinuierlichen Rückgang der Geburtenhäufigkeit zu erklären sein. Während die Zahl der Lebendgeborenen im Jahr 1991 noch 830.019 betrug, waren es im Jahr 2005 noch 685.795. Das entspricht einem Rückgang um etwa 17,4

Haushalten ist in erster Linie auf die Zunahme des Scheidungsrisikos und die sinkende Heiratsneigung zurückzuführen. Die Zunahme der Zwei-Personen-Haushalte hängt einerseits damit zusammen, dass die Zahl der kinderlosen Paare steigt und andererseits die gestiegene Lebenserwartung zu einer wachsenden Zahl von Zwei-Personen-Haushalten im Alter führt.

Bei der Analyse von Einkommensverteilungen wird in aller Regel auf *äquivalenz-* beziehungsweise *bedarfsgewichtete Einkommen* zurückgegriffen. Dabei handelt es sich um Einkommensgrößen, die Personenzahl und altersmäßige Zusammensetzung von Haushalten berücksichtigen. Verändern sich Haushalte in ihrer Struktur, so kann dies *ceteris paribus* für die Einkommensverteilung nicht ohne Folgen bleiben.² Es ist allerdings *a priori* nicht klar, welches Vorzeichen der Effekt der demografischen Entwicklung auf die Einkommensungleichheit hat. Der deutliche Rückgang der Geburtenzahl bedeutet beispielsweise, dass sich zusammenlebende Paare heutzutage eher für Kinderlosigkeit entscheiden. Das führt dazu, dass diese über *höhere* äquivalenzgewichtete Einkommen verfügen, als dies bei einer höheren Geburtenrate der Fall wäre. Die Zunahme der Single-Haushalte führt zu einem Anstieg der Zahl von Personen, die eher über *geringere* äquivalenzgewichtete Einkommen verfügen, da die Fixkosten der Haushaltsführung auf weniger Personen verteilt werden können. Somit hat der Rückgang der durchschnittlichen Personenzahl pro Haushalt gegenläufige Effekte auf die Einkommensverteilung. Der Nettoeffekt ist abhängig davon, ob die primär betroffenen Bevölkerungsgruppen eher über- oder unterdurchschnittliche Einkommen aufweisen.³ Ziel der vorliegenden Arbeit ist es, diesen Nettoeffekt der demografischen Entwicklung auf die Einkommensungleichheit zu quantifizieren.

Vor dem Hintergrund der besonders ausgeprägten Entwicklung zu kleineren Haushaltsgrößen ist es bemerkenswert, dass für Deutschland bislang keine empirische

Prozent. Ihren Höchstwert erreichte die Geburtenzahl 1964 mit 1.357.304. Seitdem hat sie sich in etwa halbiert (Destatis, 2008a). Darüber hinaus ist davon auszugehen, dass der gesellschaftliche Trend zu größerer Individualisierung ebenfalls maßgeblich zu dieser Beobachtung beigetragen haben dürfte.

²Dafür spricht auch, dass das reale Einkommen je Haushalt laut Statistischem Bundesamt seit 1991 zwar um zwei Prozent zurückgegangen ist. Berechnet man aber das reale *bedarfsgewichtete* Durchschnittseinkommen hat dieses im gleichen Zeitraum jedoch um zwei Prozent zugenommen (Destatis, 2008b, S. 147).

³Sinkende (steigende) Einkommen führen zu einer Reduktion (einem Anstieg) der Ungleichheit, wenn sie über dem Durchschnitt liegen. Das Umgekehrte gilt, falls sie unterhalb des Durchschnitts liegen.

Studie vorgenommen wurde, die den Einfluss demografischer Trends auf die Einkommensungleichheit systematisch untersucht. Die vorliegende Arbeit möchte einen Beitrag dazu leisten und knüpft dazu an die Literatur zur Dekomposition von Ungleichheitsmaßen für unterschiedliche Bevölkerungsgruppen an (Shorrocks, 1980; Mookherjee and Shorrocks, 1982; Shorrocks, 1984). Diese Methodik wird im Rahmen der vorliegenden Arbeit auf Daten für die Bundesrepublik Deutschland angewendet. Für ähnliche Fragestellungen wurde diese Dekomposition bereits für das Vereinigte Königreich (Mookherjee and Shorrocks, 1982; Jenkins, 1995) sowie für die Vereinigten Staaten von Amerika (Martin, 2006) angewendet.

Es wird auf Grundlage von Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) sowie mit Hilfe der Dekomposition eines Ungleichheitsmaßes der Einfluss der demografischen Entwicklung der deutschen Bevölkerung auf die gemessene Einkommensungleichheit analysiert. Hierbei steht die Unterscheidung der Einkommensungleichheit *innerhalb* und *zwischen* bestimmten Bevölkerungsgruppen im Mittelpunkt des Interesses. Die Definition der verschiedenen Gruppen orientiert sich dabei an der zahlen- und altersmäßigen Zusammensetzung der Haushalte. Die Ergebnisse dieser Dekompositionsanalyse geben Aufschluss darüber, mit welchem Ausmaß der demografische Trend zur Entwicklung der gesamten Einkommensungleichheit beigetragen hat. Es zeigt sich, dass die Zunahme der Einkommensungleichheit in Deutschland in den letzten Jahren maßgeblich von der Zunahme der Ungleichheit *innerhalb* der Bevölkerungsgruppen getrieben wurde. Allerdings ist auch die Zunahme der Einkommensunterschiede *zwischen* den Bevölkerungsgruppen für einen nicht unerheblichen Teil der Zunahme der Ungleichheit verantwortlich. Mit anderen Worten: Ohne die demografische Entwicklung hin zu immer kleineren Haushalten hätte die Einkommensungleichheit zwar ebenfalls zugenommen. Ihr Niveau wäre allerdings deutlich niedriger als es tatsächlich ist.

Die Arbeit ist im Weiteren wie folgt strukturiert: Zunächst liefert Abschnitt 2 einen Überblick über relevante Definitionen und Methoden zur Messung und Dekomposition eines Ungleichheitsmaßes sowie zur Äquivalenzgewichtung von Einkommensgrößen. In Abschnitt 3 wird gezeigt, wie dieses Vorgehen für die Bundesrepublik Deutschland mit Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) umgesetzt wird, bevor in Abschnitt 4 die Ergebnisse aufgeführt werden. Die Arbeit schließt mit ei-

nem Fazit in Abschnitt 5.

2 Messung und Dekomposition von Ungleichheit

2.1 Äquivalenzgewichtung von Einkommensgrößen

Ökonomische Wohlfahrt wird im Allgemeinen als individuelle Erfahrung verstanden, so dass es bei der Analyse von Armut- oder Verteilungsfragen zunächst ausreichen würde, *tatsächlich erzielte individuelle Einkommen* zu betrachten. Dies würde jedoch fern der Lebenswirklichkeit dazu führen, dass abhängige Personen ohne eigenes Einkommen (wie Lebenspartner oder Kinder) über keine Konsummöglichkeiten verfügen. Man würde also Personen als arm einstufen, obwohl sie unter Umständen in einem wohlhabenden Haushalt leben. Damit würde systematisch ignoriert, dass Personen ihr Einkommen mit ihren Mitbewohnern im Haushalt teilen. Dies könnte als private Transferleistungen verstanden werden (Canberra-Group, 2001, S. 32).

Die Betrachtung des reinen Pro-Kopf-Haushaltseinkommens, also der Summe aller individuellen Einkommen von Haushaltsmitgliedern dividiert durch deren Anzahl, würde demgegenüber nicht dem Anspruch gerecht werden, *Skalenerträge des Zusammenlebens* zu berücksichtigen. Diese resultieren aus sinkenden durchschnittlichen Fixkosten mit zunehmender Haushaltsgröße. Daraus folgt, dass die individuelle Wohlfahrt von Personen, die über ein gleich hohes Einkommen verfügen, davon abhängt, ob sie jeweils allein oder zusammen wohnen. Das Zusammenleben in einem Haushalt senkt die individuellen Fixkosten der Haushaltsführung und trägt damit zur Erhöhung der individuellen Wohlfahrt bei. Aus diesem Grund werden Einkommensgrößen in der empirischen Forschung einer *Äquivalenzgewichtung* unterzogen. Damit können individuelle Einkommen unabhängig von der Haushaltsgröße miteinander verglichen werden. Berechnet man beispielsweise ein solches äquivalenzgewichtetes Einkommen für ein Individuum in einem Mehr-Personen-Haushalt gibt diese Summe Auskunft darüber, wie viel (monetäres) Einkommen eine einzelne allein lebende Person erzielen müsste, um die gleiche – also die äquivalente – Wohlfahrt zu erfahren. Die Gewichtung erfolgt üblicherweise durch Division des gesamten Haushaltseinkommens durch die Summe der Bedarfsgewichte, die von der Anzahl der Personen

und weiteren Eigenschaften des Haushalts abhängt (Atkinson and Bourguignon, 2000, S. 93 f.). Zur Ermittlung der Summe der Bedarfsgewichte werden in der empirischen Forschung verschiedene Äquivalenzskalen verwendet. Laut OECD gibt es im Allgemeinen keine akzeptierte Methode und auch keine allgemeine Empfehlung für eine bestimmte Skala (OECD, 2005). Häufig verwendet wird die *modifizierte OECD-Skala*.⁴

2.2 Messung von Einkommensungleichheit

Für die Messung von Ungleichheit existieren in der Literatur verschiedene Maße.⁵ Für die Analyse des Einflusses von Haushaltsstrukturen auf die Einkommensungleichheit ist die Klasse der *Generalized Entropy-Ungleichheitsmaße* (Shorrocks, 1980) besonders geeignet. Die Ungleichheitsmaße dieser Klasse lassen sich derart zerlegen, dass die gesamte Ungleichheit ausgedrückt werden kann als Summe der Ungleichheit *innerhalb* von Subgruppen der Bevölkerung und der Ungleichheit *zwischen* diesen Subgruppen. Die Klasse der Generalized Entropy-Ungleichheitsmaße (GE-Maße) ist definiert für eine Einkommensverteilung $Y = (y_1, \dots, y_n)$. Dabei bezeichnet y_i das Einkommen eines Individuums $i \in \{1, \dots, n\}$, während w_i das Gewicht eines Individuums in der Bevölkerung bezeichnet.⁶ Schließlich bezeichnet $\bar{y} = \sum_{i=1}^n (w_i / \sum_{i=1}^n w_i) \cdot y_i$ das arithmetische Mittel aller individuellen Einkommen. Die GE-Maße sind definiert als:

$$I_c = \begin{cases} \frac{1}{c \cdot (c-1)} \cdot \sum_{i=1}^n \frac{w_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \cdot \left[\left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^c - 1 \right] & \text{für } -\infty < c < +\infty, c \neq 0, 1, \\ \sum_{i=1}^n \frac{w_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \cdot \ln \left(\frac{\bar{y}}{y_i} \right) & \text{für } c = 0, \\ \sum_{i=1}^n \frac{w_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \cdot \frac{y_i}{\bar{y}} \cdot \ln \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right) & \text{für } c = 1. \end{cases} \quad (1)$$

⁴Einer Person im Haushalt wird ein Gewicht von eins zugewiesen. Jede weitere erwachsene Person (15 Jahre und älter) wird mit dem Wert 0,5 und jedes Kind mit dem Wert 0,3 gewichtet (OECD, 2005).

⁵Das wohl bekannteste Maß dürfte der *Gini-Koeffizient* sein. Für einen Überblick über verschiedene Ungleichheitsmaße siehe Atkinson and Bourguignon (2000).

⁶Kommt jedem Individuum ein Gewicht von eins zu, also $w_i = 1 \forall i$, gilt $\sum_{i=1}^n w_i = n$ beziehungsweise $w_i / \sum_{i=1}^n w_i = 1/n$.

Der Koeffizient c lässt sich dabei interpretieren als ein „Parameter der Ungleichheits-Aversion“. Je größer (kleiner) c umso sensitiver ist das GE-Maß für den oberen (unteren) Rand der Einkommensverteilung (Atkinson and Bourguignon, 2000, S. 110).

2.3 Dekomposition eines Ungleichheitsmaßes

Für die vorliegende Arbeit wurde aus der Klasse der GE-Maße das Ungleichheitsmaß I_0 gewählt, das auch als *mean logarithmic deviation* bekannt ist (Mookherjee and Shorrocks, 1982, S. 889).⁷ Unterteilt man die zu Grunde liegende Bevölkerung in K disjunkte Gruppen, die mit $k \in \{1, \dots, K\}$ bezeichnet werden, lässt sich I_0 umformen zu

$$I_0 = \sum_{k=1}^K \frac{\sum_{i \in k} w_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \cdot I_{0k} + \sum_{k=1}^K \frac{\sum_{i \in k} w_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \cdot \ln \left(\frac{\bar{y}}{\bar{y}_k} \right) \quad (2a)$$

$$= \sum_{k=1}^K v_k \cdot I_{0k} + \sum_{k=1}^K v_k \cdot \ln \left(\frac{\bar{y}}{\bar{y}_k} \right) \quad (2b)$$

$$= I_0^W + I_0^B. \quad (2c)$$

Dabei bezeichnet $\sum_{i \in k} w_i$ die gewichtete Zahl der Individuen, die Bevölkerungsgruppe k zugeordnet werden und v_k entsprechend deren Anteil an der Gesamtbevölkerung. Für Bevölkerungsgruppe k wird das Durchschnittseinkommen mit \bar{y}_k und die Ungleichheit innerhalb der Gruppe mit $I_{0k} = \sum_{i \in k} (w_i / \sum_{i \in k} w_i) \cdot \ln(\bar{y}_k / y_i)$ bezeichnet. Somit lässt sich die Ungleichheit in der Gesamtbevölkerung schreiben als gewichtete Summe der Ungleichheit innerhalb der Bevölkerungsgruppen (*within-group inequality* I_0^W) und der Ungleichheit zwischen den Bevölkerungsgruppen (*between-group inequality* I_0^B). Dabei dienen die Bevölkerungsanteile v_k als Gewichtungsfaktoren. Mit Hilfe der Dekomposition der Ungleichheit innerhalb und zwischen Bevölkerungsgruppen lässt sich in ähnlicher Weise die *Veränderung* der gesamten Ungleichheit von einer Periode t zur nächsten Periode $t + 1$ zerlegen in die Verände-

⁷Shorrocks bezeichnet dieses Maß als dasjenige, das für eine Dekompositionsanalyse am besten geeignet sei. Die Ungleichheit lasse sich nämlich eindeutig zerlegen in Ungleichheit zwischen Bevölkerungsgruppen und innerhalb von Bevölkerungsgruppen, wobei die gesamte Ungleichheit exakt der Summe dieser Komponenten entspricht. Zudem summieren sich die Gewichtungsfaktoren anders als bei den anderen Maßen zu eins (Shorrocks, 1980, S. 625).

rung der Ungleichheit innerhalb der Bevölkerungsgruppen sowie Veränderungen, die sich aus Verschiebungen in den Bevölkerungsanteilen ergeben. Formal lässt sich dies nach Mookherjee and Shorrocks (1982) folgendermaßen schreiben:

$$\Delta I_0 = I_0^{t+1} - I_0^t \approx \underbrace{\sum_{k=1}^K \bar{v}_k \cdot \Delta I_{0k}}_A + \underbrace{\sum_{k=1}^K \bar{I}_{0k} \cdot \Delta v_k}_B + \underbrace{\sum_{k=1}^K [\bar{\lambda}_k - \overline{\ln(\lambda_k)}] \cdot \Delta v_k}_C + \underbrace{\sum_{k=1}^K (\bar{\theta}_k - \bar{v}_k) \cdot \Delta \ln(\bar{y}_k)}_D. \quad (3)$$

Hierbei bezeichnet v_k wiederum den Anteil der Bevölkerungsgruppe k an der Gesamtbevölkerung, $\lambda_k = \bar{y}_k/\bar{y}$ die Relation des Durchschnittseinkommens der Bevölkerungsgruppe k zum Durchschnittseinkommen der Gesamtbevölkerung und $\theta_k = v_k \cdot \lambda_k$ den Einkommensanteil der Bevölkerungsgruppe k am Gesamteinkommen der Bevölkerung. Ein Symbol mit Überstrich bezeichnet den durchschnittlichen Wert der jeweiligen Größe in den Perioden t und $t + 1$.⁸

Damit lässt sich die Veränderung der gesamten Ungleichheit von einer zur nächsten Periode approximativ in insgesamt vier Komponenten zerlegen, die mit A, B, C und D bezeichnet werden. Auch hier kann zwischen Veränderungen der Ungleichheit *innerhalb* und *zwischen* den Bevölkerungsgruppen differenziert werden (Mookherjee and Shorrocks, 1982, S. 897):

Summand A fasst den Einfluss der Veränderung der Ungleichheit innerhalb der Bevölkerungsgruppen (ΔI_{0k}) zusammen. Genauer handelt es sich hierbei um den Beitrag der Veränderung der gesamten Ungleichheit, der ausschließlich auf Veränderungen der Ungleichheit innerhalb der Bevölkerungsgruppen zurückzuführen ist. Vom Einfluss durch Verschiebungen der Bevölkerungsanteile wird durch Fixierung auf die Durchschnittswerte zu beiden Zeitpunkten abstrahiert. Dieser Beitrag lässt sich insbesondere bei kleinen Zeitintervallen (beispielsweise zwischen zwei aufeinander folgenden Jahren) als „reine“ Veränderung der Ungleichheit interpretieren, da sich die Verteilung der Bevölkerung über die verschiedenen Subgruppen in der Regel nicht ad hoc verändert (Jenkins, 1995, S. 38). Veränderungen der Ungleich-

⁸Beispielsweise gilt $\bar{v}_k = \frac{v_k^t + v_k^{t+1}}{2}$. Dies gilt analog für die anderen Größen.

heit innerhalb von Bevölkerungsgruppen, die einen besonders großen Anteil stellen, würden entsprechend stärker ins Gewicht fallen als Veränderungen bei kleineren Bevölkerungsgruppen.

Summand B beinhaltet dagegen den Einfluss der Veränderung der Bevölkerungsstruktur (Δv_k) auf die Ungleichheit *innerhalb* der Bevölkerungsgruppen. Hier wird für kleinere Zeitintervalle um die Veränderung der Ungleichheit mit Hilfe der Durchschnittsbildung über I_{0k} um den Einfluss der Veränderung der Ungleichheit innerhalb der Gruppen bereinigt. Ausschlaggebend sind hier die Veränderungen der Bevölkerungsanteile. Steigt beispielsweise der Anteil einer Gruppe, die (zu beiden Zeitpunkten) eine besonders große Ungleichheit aufweist, steigt entsprechend die gesamte Ungleichheit und umgekehrt.

Summand C beschreibt den Einfluss der Veränderung der Bevölkerungsstruktur (Δv_k), allerdings auf die Ungleichheit *zwischen* den Bevölkerungsgruppen. Auch hier bestimmt die Veränderung der Bevölkerungsstruktur die Richtung der Veränderung. Allerdings wird hier nicht die Ungleichheit innerhalb der Subgruppen fixiert, sondern die Relationen der durchschnittlichen Gruppeneinkommen zum Durchschnittseinkommen der Gesamtbevölkerung (λ_k). Dies wird in dem Ausdruck in eckigen Klammern deutlich, auch wenn dieser nicht über eine intuitive Interpretation verfügt. Der Ausdruck C summiert also den Teil der Veränderung der gesamten Ungleichheit, der sich dadurch ergibt, dass Bevölkerungsgruppen anteilmäßig zu- oder abnehmen, die im Verhältnis zur Gesamtbevölkerung über besonders hohe oder niedrige Durchschnittseinkommen verfügen.

Summand D repräsentiert schließlich den Beitrag der Veränderung der Durchschnittseinkommen der Bevölkerungsgruppen ($\Delta \ln(\bar{y}_k)$). Fixiert wird hier wiederum über Durchschnittsbildung die Differenz zwischen Einkommens- und Bevölkerungsanteil. Ausschlaggebend ist die Veränderung der logarithmierten durchschnittlichen Gruppeneinkommen. Je höher der Einkommensanteil einer Gruppe im Vergleich zu seinem Bevölkerungsanteil, umso stärker ist beispielsweise der Einfluss auf die gesamte Einkommensungleichheit, wenn sich das Durchschnittseinkommen dieser Gruppe verändert.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass Summand A die Veränderung der reinen Ungleichheit innerhalb der Bevölkerungsgruppen repräsentiert. Da die Personen

einer Gruppe definitionsgemäß im Hinblick auf bestimmte Charakteristika absolut identisch sind, werden durch Summand A Veränderungen der Ungleichheit abgebildet, die auf andere Eigenschaften zurückzuführen sind. Unterschiede im Ausbildungsniveau dürften eine prominente Ursache für Lohn- und somit indirekt auch für Einkommensungleichheit sein. Die Summanden B und C repräsentieren gemeinsam die rein demografische Komponente der Ungleichheitsveränderung, da sie auf Verschiebungen der Bevölkerungsanteile beruhen. Summand D repräsentiert schließlich den Einfluss von Änderungen der Verteilung der Durchschnittseinkommen auf die Bevölkerungsgruppen. Im Hinblick auf die Fragestellung ist es daher von vorrangigem Interesse den Einfluss der Summanden B und C in Relation zur gesamten Veränderung der Einkommensungleichheit ΔI_0 zu untersuchen.

3 Methodisches Vorgehen

3.1 Datengrundlage: SOEP

Bei dem Sozioökonomischen Panel (SOEP) handelt es sich um eine Wiederholungsbefragung von Haushalten und Personen, die seit 1984 jährlich in der Bundesrepublik Deutschland durchgeführt wird. Mit Hilfe eines Gewichtungsverfahrens können die Angaben der Befragungsteilnehmer für die gesamte Bundesrepublik hochgerechnet werden, so dass sie für die deutsche Bevölkerung als repräsentativ gelten können. Einen umfassenden Überblick über die Längsschnittstudie geben der *Desktop-Companion* des SOEP (Haisken-DeNew and Frick, 2005) oder Wagner, Frick, and Schupp (2007).

3.2 Einkommensbegriffe

Die Dekomposition der Veränderung der Einkommensungleichheit aus Gleichung (3) ist nicht nur für einen Einkommensbegriff definiert, sondern lässt sich für verschiedene Einkommensbegriffe berechnen. In einem ersten Schritt wird die Dekomposition für äquivalenzgewichtete Einkommen *vor* Steuern und Transfers durchgeführt. Hierfür sprechen zwei Gründe: Zum einen erfolgt durch ein progressives Steuer-

und Transfersystem wie das deutsche eine Umverteilung von Einkommen, was die Einkommensungleichheit deutlich reduziert.⁹ Hier wäre zu fragen, wie sich dies bei der Dekomposition nach Bevölkerungsgruppen auswirkt. Zum anderen wird im deutschen Steuer- und Transfersystem im weiteren Sinne die Haushaltsstruktur der Steuerpflichtigen beziehungsweise der Transferempfänger auf verschiedene Art und Weise berücksichtigt.

Darüber hinaus ist es ebenso von Interesse die Dekompositionsanalyse für Einkommen *nach* Steuern und Transfers zu betrachten. Dies scheint ebenfalls aus zwei Gründen angebracht: Erstens bezieht sich der Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung zur Beschreibung des Wohlstandsniveaus auf Nettoäquivalenzeinkommen (Bundesregierung, 2008, S. 17). Daher bietet es sich aus Gründen der Vergleichbarkeit an, ebenfalls auf Einkommen nach Steuern und Transfers zurückzugreifen.¹⁰ Zweitens ist eine Betrachtung des nach Steuern und Transferzahlungen verbliebenen verfügbaren Einkommens sinnvoll, da es für Konsumausgaben verwendet wird und somit im Hinblick auf den wohlfahrtsökonomischen Hintergrund am geeignetsten ist.

Die Datensätze des SOEP beinhalten entsprechende Einkommensvariablen, die folgendermaßen definiert sind (Grabka, 2007, S. 41 f.): Das *Einkommen vor Steuern und Transfers* eines Haushalts setzt sich zusammen aus Einkommen aus selbstständiger und unselbstständiger Arbeit, Kapitaleinkommen, privaten Renten sowie privaten Transfers aller Haushaltsmitglieder.¹¹ Das *Einkommen nach Steuern und Transfers* eines Haushalts umfasst das Einkommen vor Steuern und Transfers zuzüglich öffentlicher Transfers und gesetzlicher Renten. Abgezogen werden Einkommensteu-

⁹So lag die Einkommensungleichheit der Nettoäquivalenzeinkommen laut Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung gemessen am Gini-Koeffizienten im Jahr 2005 um 39 Prozent niedriger als die Ungleichheit bei den entsprechenden Markteinkommen (Bundesregierung, 2008, S. 15).

¹⁰Aus dem gleichen Grund wird die modifizierte OECD-Skala verwendet, da auch die Berechnungen im Armuts- und Reichtumsbericht darauf basieren (Bundesregierung, 2008, S. 17).

¹¹Zu den Einkommen aus selbstständiger und unselbstständiger Arbeit zählen neben Lohn- und Gehaltszahlungen für alle Formen von Arbeitsverhältnissen auch Bonuszahlungen, Bezahlung von geleisteten Überstunden und Zahlungen durch Gewinnbeteiligungen. Das Kapitaleinkommen setzt sich zusammen aus Zins- und Dividendeneinkommen sowie Einnahmen aus Vermietung und Verpachtung. Private Transfers beinhalten Zahlungen von Personen außerhalb des jeweiligen Haushalts, darunter auch Alimente und Unterhaltszahlungen für Kinder (Grabka, 2007, S. 41).

erzahlungen und Sozialversicherungsbeiträge.¹²

Beide Einkommensarten werden um die Preisentwicklung bereinigt, so dass Realeinkommen in die Berechnungen eingehen. Zudem wurde jeweils ein imputiertes Einkommen selbst genutzten Wohneigentums hinzu addiert.¹³

Bei der Berechnung der Dekompositionsanalyse gemäß Gleichung (3) wird wie folgt vorgegangen: Für die individuellen Einkommen y_i werden *äquivalenzgewichtete* Einkommen verwendet. Das heißt, dass das Haushaltseinkommen (vor beziehungsweise nach Steuern und Transfers) durch die Summe der Äquivalenzgewichte des Haushalts dividiert wird. Die Äquivalenzgewichtung erfolgt dabei durch die modifizierte OECD-Skala. Für die Bevölkerungsgewichte w_i wurden die entsprechenden Gewichtsvariablen des SOEP verwendet.

3.3 Einteilung von Bevölkerungsgruppen

Von ebenso großer Bedeutung wie die Festlegung eines Einkommensbegriffs ist die Einteilung der Bevölkerung in disjunkte Subgruppen. Da auf Grund der Fragestellung die zahlen- und altersmäßige Zusammensetzung des Haushalts im Vordergrund des Interesses steht, sind diese Angaben von besonderer Relevanz für die Zuteilung einer Person zu einer Bevölkerungsgruppe. Das erste Kriterium ist die Zahl der erwachsenen Personen im Haushalt. Das zweite Kriterium ist die Anzahl der Kinder im Haushalt.¹⁴

Auf Grundlage dieser beiden Kriterien wurde die Einteilung in Bevölkerungsgruppen vorgenommen. Tabelle 1 führt alle Gruppen ($K = 14$) mit ihren Eigenschaften auf.¹⁵

¹²Zu den öffentlichen Transfers zählen Wohngeld, Kindergeld, Leistungen nach dem Bundesausbildungsförderungsgesetz (BAföG), Mutterschaftsgeld, Arbeitslosengeld und Arbeitslosenhilfe sowie Unterhaltsvorschusszahlungen und Leistungen in besonderen Fällen durch die Sozialämter. Die gesetzlichen Renten umfassen Zahlungen aus der gesetzlichen Rentenversicherung für Alters-, Erwerbsunfähigkeits- und Witwenrente. Die Summe der Einkommensteuerzahlungen wurden nach einer modifizierten Berechnungsroutine nach Schwarze (1995) berechnet. Zu den Sozialversicherungsbeiträgen zählen Beiträge zur gesetzlichen Kranken-, Arbeitslosen-, Renten- und Pflegeversicherung (Grabka, 2007, S. 42).

¹³Die Einbeziehung eines geschätzten Einkommensvorteils, der dadurch entsteht, ist bei empirischen Untersuchungen von Einkommensverteilungen üblich (Eurostat, 2006, S. 26).

¹⁴Die Definition, wann eine Person als erwachsen beziehungsweise als Kind anzusehen ist, richtet sich nach der modifizierten OECD-Skala, wonach dies im Alter von mehr als 14 Jahren beziehungsweise im Alter von bis zu 14 Jahren gegeben ist (OECD, 2005).

¹⁵Dabei bezeichnet „Erwachsene“ die Zahl der Personen im Haushalt, die mindestens 15 Jahre alt sind und „Kinder“ die Zahl der Personen im Alter von höchstens 14 Jahren.

Tabelle 1: Bevölkerungsgruppen

k	Erwachsene	Kinder
1	1	0
2	1	1
3	1	2
4	1	≥ 3
5	2	0
6	2	1
7	2	2
8	2	≥ 3
9	≥ 3	0
10	≥ 3	1
11	≥ 3	2
12	≥ 3	≥ 3
13	≥ 4	0
14	≥ 5	0

Auf Grund der nach wie vor deutlichen Unterschiede in der Einkommensungleichheit zwischen Ost- und Westdeutschland wird für den Zeitraum nach der Wiedervereinigung neben der Differenzierung nach Haushaltsstrukturen weiter nach Regionen unterschieden.¹⁶ Aus diesem Grund werden getrennte Berechnungen der Dekomposition für Westdeutschland für den Zeitraum von 1985 bis 2006, für Ostdeutschland für den Zeitraum von 1991 bis 2006 und für Gesamtdeutschland für den Zeitraum von 1991 bis 2006 aufgeführt.

3.4 Vergleichszeiträume

Da sich die Dekomposition der Einkommensungleichheit auf die *Veränderung* der Ungleichheit zwischen zwei Zeitpunkten bezieht, muss auch geklärt werden, welcher Zeitraum beziehungsweise welche Zeiträume betrachtet werden sollen. Auf Grund der Datenverfügbarkeit des SOEP ergibt sich zwischen 1985 und 2006 ein Gesamt-

¹⁶In jüngster Vergangenheit gibt es sogar Anzeichen dafür, dass die Diskrepanz zwischen Ost- und Westeinkommen nach anfänglicher Annäherung wieder zunimmt, so dass von „Polarisierungstrends“ gesprochen wird (Goebel and Krause, 2007, S. 826).

zeitraum von 22 Jahren.¹⁷ Die Ergebnisse einer Dekompositionsanalyse für die USA über einen ähnlich langen Zeitraum zeigen, dass der Anteil, den demografische Faktoren zur Veränderung der Einkommensungleichheit beitragen, innerhalb dieses Zeitraums starken Schwankungen unterliegt. Zudem zeigt sich, dass die relative Bedeutung demografischer Faktoren in einem inversen Verhältnis zum Ausmaß der gesamten Änderung der Einkommensungleichheit steht. Das heißt je größer die Zunahme der Ungleichheit insgesamt, umso geringer der Anteil demografischer Veränderungen und umgekehrt. Eine Unterscheidung von Subperioden auf Grundlage der konjunkturellen Entwicklung zeigt für die USA, dass der demografische Effekt (hier: die Familienstrukturen) je nach Zeitraum – gesamter Konjunkturzyklus, Rezession oder Aufschwung – deutlich variiert (Martin, 2006, S. 434 f.). Nach diesem Vorbild wird eine Unterteilung des gesamten Zeitraums zwischen 1985 und 2006 nach dem konjunkturellen Verlauf des Bruttoinlandsprodukts (BIP) der Bundesrepublik Deutschland vorgenommen. Grundlage dafür sind Angaben der Deutschen Bundesbank über die Veränderung des realen BIP zum Vorjahr.¹⁸ Daraus ergeben sich insgesamt acht verschiedene Zeiträume, für die die Dekomposition separat durchgeführt wird. Diese beschreiben jeweils eine Phase zu- beziehungsweise abnehmender jährlicher Zuwachsraten des BIP für die Bundesrepublik Deutschland.¹⁹ Der Zusammenhang zwischen konjunkturellem Verlauf und Entwicklung der Einkommensungleichheit besteht in der zu- beziehungsweise Abnahme der Arbeitslosigkeit (gleichbedeutend mit Schwankungen in der Zahl von Beziehern von vergleichsweise geringen Einkommenstransfers in Form von Arbeitslosenunterstützung) in Phasen von ab- und zunehmendem Wirtschaftswachstum. Zwar reagiert die Arbeitslosigkeit üblicherweise mit Verzögerung von wenigen Monaten auf die konjunkturelle Entwicklung. Allerdings werden im Rahmen dieser Arbeit Einkommensgrößen auf Jahresbasis verwendet, so dass sich die Entwicklung der Konjunktur in der Entwicklung der Einkommensungleichheit widerspiegeln sollte. Für Gesamt- und Ostdeutschland

¹⁷Die ersten beiden Wellen des SOEP werden nicht berücksichtigt. Es zeigt sich, dass Einkommensangaben für die Jahre 1983 und 1984 in vielen Fällen nicht vorliegen, so dass eine Einbeziehung dieser Daten zu verzerrten Ergebnissen führen könnte.

¹⁸Siehe: http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php (Zugriff: 12.01.2009).

¹⁹Folgende Zeiträume wurden unterschieden: 1985–1987, 1987–1991, 1991–1993, 1993–1994, 1994–1996, 1996–2000, 2000–2003 und 2003–2006.

können selbstverständlich nur die letzten sechs Zeiträume nach der Wiedervereinigung ab 1990 beziehungsweise ab 1991 betrachtet werden.²⁰

4 Ergebnisse

In diesem Abschnitt werden die Ergebnisse für die jeweiligen Einkommensarten und Regionen im Einzelnen dargestellt.²¹ Die Tabellen im Anhang geben einen Überblick darüber, wie sich die prozentualen Anteile der Bevölkerungsgruppen gemäß Tabelle 1 zwischen 1985 beziehungsweise zwischen 1991 und 2006 entwickelt haben. Demnach hat besonders stark die Bevölkerungsgruppe $k = 1$ zugelegt. Dabei handelt es sich um Personen, die in Ein-Personen-Haushalten leben. Ebenso zugelegt hat der Anteil der Personen der Gruppe $k = 5$. Diese umfasst Personen, die in einem Haushalt mit nur zwei Erwachsenen leben. Relativ deutlich rückläufig waren dagegen die Anteile der Bevölkerungsgruppen $k = 7, 8, 9, 10$. Dies sind insbesondere Mehr-Personen-Haushalte mit Kindern.

4.1 Ergebnisse vor Steuern und Transfers

Die Ergebnisse der Dekomposition der Entwicklung der Einkommensungleichheit vor Steuern und Transfers sind Tabelle 2 zu entnehmen. Demnach stieg die Einkommensungleichheit vor Steuern und Transfers im Zeitraum von 1991 bis 2006 im wiedervereinigten Deutschland insgesamt um gut 38 Prozent an. Etwa 9,3 Prozentpunkte dieser Zunahme sind auf Verschiebungen in der Zusammensetzung der Haushalte (Summanden B und C) zurückzuführen. Somit kann festgehalten werden,

²⁰Für Ostdeutschland liegen im SOEP Einkommensvariablen erst ab dem Jahr 1991 vor (Grabka, 2007, S. 2).

²¹Es sei darauf hingewiesen, dass die Ergebnisse der Dekomposition aus Gleichung (3) in den Tabellen 2 und 3 prozentual dargestellt sind. Das heißt, dass ΔI_0 sowie die Summanden A bis D jeweils noch durch I_0^t dividiert wurden. In den folgenden Tabellen ist daher stets in der zweiten Spalte die prozentuale Veränderung der gesamten Einkommensungleichheit $100 \cdot \Delta I_0 / I_0^t$ in dem jeweiligen Zeitraum abzulesen. In der dritten bis sechsten Spalte sind die Ergebnisse der Dekomposition dieser Gesamtveränderung aufgeführt. Dabei handelt es sich um die Summanden A bis D aus Gleichung (3), die ebenfalls durch I_0^t dividiert und mit 100 multipliziert wurden, um relative Beiträge zu erhalten. Die siebte und letzte Spalte zeigt den mit 100 multiplizierten gemeinsamen Anteil der Summanden B und C an der gesamten Veränderung in Prozent. Aus Platzgründen wurden die Spalten lediglich mit ΔI_0 beziehungsweise mit den Buchstaben A bis D überschrieben. Dennoch handelt es sich bei den Zahlenwerten jeweils um *prozentuale* Veränderungen.

Tabelle 2: Dekomposition vor Steuern und Transfers

Zeitraum	ΔI_0	A	B	C	D	$(B+C)/\Delta I_0$
Gesamtdeutschland						
1991–1993	3.66	1.99	1.50	-0.06	0.17	39.28
1993–1994	6.46	5.36	0.67	-0.00	0.44	10.26
1994–1996	4.98	3.57	1.56	0.04	-0.19	32.15
1996–2000	1.18	-1.51	2.78	-0.04	-0.05	231.57
2000–2003	5.99	5.07	1.02	0.11	-0.21	18.87
2003–2006	11.14	9.18	1.23	0.18	0.53	12.72
1991–2006	38.06	27.75	9.18	0.16	0.89	24.52
Westdeutschland						
1985–1987	-8.75	-9.97	1.85	-0.01	-0.63	-21.06
1987–1991	1.99	-1.65	3.92	0.33	-0.59	213.70
1991–1993	0.63	-0.23	0.73	-0.08	0.14	101.68
1993–1994	5.82	4.57	0.67	0.02	0.56	11.82
1994–1996	4.77	3.84	1.41	0.02	-0.50	30.03
1996–2000	-1.28	-2.83	1.55	-0.01	0.01	-119.59
2000–2003	1.43	0.66	0.84	0.11	-0.17	66.09
2003–2006	13.12	10.99	1.08	0.26	0.77	10.23
1985–1991	-6.93	-11.37	5.33	0.29	-1.11	-81.06
1991–2006	26.37	19.26	5.82	0.17	1.06	22.71
1985–2006	17.61	5.35	11.95	0.90	-0.57	72.92
Ostdeutschland						
1991–1993	19.72	14.79	4.60	0.33	-0.02	24.97
1993–1994	11.51	10.04	1.23	-0.01	0.25	10.58
1994–1996	5.52	2.16	2.12	0.77	0.46	52.43
1996–2000	9.65	1.99	8.13	0.01	-0.58	84.42
2000–2003	21.58	19.03	2.34	0.06	0.16	11.12
2003–2006	6.84	4.54	3.15	-0.07	-0.77	45.08
1991–2006	100.61	73.38	26.92	1.10	-0.74	27.85

Hinweis: Es handelt sich jeweils um prozentuale Angaben.

dass diese zu etwa einem Viertel für die Zunahme der Einkommensungleichheit vor Steuern und Transfers verantwortlich sind. Auffällig ist, dass dieser Anteil wiederum zum überwiegenden Teil dem Summanden B alleine zugerechnet werden kann. Dieser trug alleine 9,2 Prozent zur Steigerung der Ungleichheit bei, während Summand C mit 0,16 Prozent zu vernachlässigen ist. Bei Summand B handelt es sich um den Einfluss der Veränderung der Bevölkerungsstruktur auf die Ungleichheit innerhalb der Bevölkerungsgruppen. Offenbar weisen die Bevölkerungsgruppen kleinerer Haushalte eine größere Ungleichheit auf als andere Gruppen, so dass deren Zunahme die Ungleichheit insgesamt gesteigert hat. Betrachtet man die Ergebnisse der Dekomposition für die konjunkturellen Phasen separat voneinander zeigt sich folgendes Muster: Der Einfluss der Verschiebungen der Haushaltsstrukturen ist besonders groß in Phasen von geringem Zuwachs der Ungleichheit insgesamt. Die geringsten Anteile weisen die Summanden B und C in den Zeiträumen von 1993 bis 1994 (10,3 Prozent) beziehungsweise von 2003 bis 2006 (12,7 Prozent) auf. Mit einem Zuwachs von knapp 6,5 beziehungsweise über elf Prozent stieg die Ungleichheit vor Steuern und Transfers in diesen Phasen besonders stark. Umgekehrt lag der Anteil zwischen 1996 und 2000 bei über 230 Prozent(!), der Zuwachs der Ungleichheit war insgesamt aber mit 1,2 Prozent sehr gering. Das heißt, dass die Zunahme durch die Summanden B und C zusammen für sich genommen mehr als doppelt so hoch war wie die Zunahme insgesamt. Dies liegt insbesondere daran, dass die reine Ungleichheit (Summand A) für sich genommen deutlich rückläufig war (-1,5 Prozent). Durchgängig gilt, dass Summand B die Ergebnisse eindeutig dominiert. Die Beiträge des Summanden C lagen in allen Zeiträumen absolut nahe dem Wert null.

Im Vergleichszeitraum von 1991 bis 2006 ist die Ungleichheit vor Steuern und Transfers in Westdeutschland um 26,4 Prozent gestiegen, also weniger stark als in der gesamten Bundesrepublik. Auch der Anteil der Summanden B und C ist mit 22,7 Prozent etwas geringer. Das legt nahe, dass die Ungleichheit in Ostdeutschland deutlich stärker gestiegen sein muss. Tatsächlich hat sie sich seit 1991 glatt verdoppelt (+100,6 Prozent). Davon entfallen knapp 27,9 Prozent auf sinkende Haushaltsgrößen.

Da für Westdeutschland Einkommensdaten auch für den Zeitraum vor 1991 zur Verfügung stehen ist es möglich, die Entwicklung der Ungleichheit in einem Zeit-

raum von über 20 Jahren zu untersuchen: Zwischen 1985 und 2006 legte die Einkommensungleichheit vor Steuern und Transfers in der alten Bundesrepublik sogar nur um 17,6 Prozent zu. Dafür verantwortlich ist ein *Rückgang* der Ungleichheit um gut 6,9 Prozent zwischen 1985 und 1991. Sehr deutlich wird, dass die Summanden B und C diese Abnahme der Ungleichheit deutlich abgebremst haben: Ihr Anteil liegt bei $-81,1$ Prozent. Das negative Vorzeichen gibt an, dass ihr Beitrag für sich genommen positiv war. Ohne die demografische Veränderung wäre die Ungleichheit in diesem Zeitraum sogar fast doppelt so stark gesunken. Betrachtet man wiederum die konjunkturellen Phasen separat voneinander zeigt sich, dass der Rückgang auf den Zeitraum von 1985 bis 1987 zurückzuführen ist. Im Zeitraum von 1987 bis 1991 trugen die Summanden B und C mit über 213 Prozent überproportional zur Zunahme der Einkommensungleichheit bei.

Vergleicht man die Ergebnisse der Dekomposition für West- und Ostdeutschland miteinander, stellt man fest, dass die Werte insbesondere für den Summanden B für die neuen Bundesländer stets deutlich höher ausfallen. Ihr Anteil an der gesamten Zunahme der Ungleichheit vor Steuern und Transfers ist dort zwar nur etwa fünf Prozentpunkte größer. Dabei ist jedoch zu beachten, dass der Zuwachs der Ungleichheit insgesamt fast vier Mal so stark ist. Dies liegt vor allem an einer um ein Vielfaches stärkeren prozentualen Zunahme der „reinen“ Ungleichheit (Summand A).

4.2 Ergebnisse nach Steuern und Transfers

Für die Dekompositionsanalyse der Ungleichheit der verfügbaren Einkommen ergeben die Berechnungen für Gesamtdeutschland folgendes Bild: Der Einfluss der sich verändernden Haushaltsstrukturen auf die Einkommensungleichheit nach Steuern und Transfers ist deutlich geringer als vor Steuern und Transfers. Ihr Anteil beträgt für den Zeitraum zwischen 1991 und 2006 lediglich 5,1 Prozent. Zur Zunahme der Ungleichheit der Markteinkommen hatten die Summanden B und C mit etwa einem Viertel beigetragen. Ganz offensichtlich berücksichtigt das Steuer- und Transfersystem in Deutschland die Größe und Zusammensetzung des Haushalts und gleicht die Zunahme der Ungleichheit, die darauf zurückzuführen ist, zu einem großen Teil –

wenn auch nicht vollständig – aus. Aus Tabelle 3 geht hervor, dass der Absolutbetrag des Anteils der Summanden B und C mit Ausnahme für den Zeitraum zwischen 1996 und 2000 im einstelligen Bereich liegt. In der zweiten Hälfte der 1990er-Jahre liegt der Anteil der Verschiebung der Haushaltsstrukturen dagegen bei $-93,3$ Prozent. Das negative Vorzeichen ist dadurch zu erklären, dass B und C für sich genommen zu einer Zunahme der Ungleichheit beigetragen haben, aber Summand A ein negatives Vorzeichen aufweist und betragsmäßig größer ist. Gleiches gilt für den Zeitraum von 1994 bis 1996. Ein negativer Anteilswert für die Summanden B und C bedeutet also, dass diese zusammen ein der gesamten Veränderung der Ungleichheit entgegengesetztes Vorzeichen aufweisen. Auch für die Dekomposition nach Steuern und Transfers gilt, dass der Anteilswert in einem inversen Verhältnis zur Gesamtänderung von I_0 steht. Insgesamt nahm die Ungleichheit nach Steuern und Transfers in der gesamten Bundesrepublik um gut $41,1$ Prozent zu. Analog zu den Ergebnissen für die Einkommen vor Steuern und Transfers steht der Absolutbetrag des Anteils der Summanden B und C in einem inversen Verhältnis zur Gesamtänderung der Ungleichheit.

Für die separate Betrachtung Westdeutschlands ergibt sich, dass der Anteil der Summanden B und C zwischen 1991 und 2006 mit etwa drei Prozent etwas geringer ist als für die gesamte Bundesrepublik. Für den Zeitraum zwischen 1985 und 2006 ist er mit $7,9$ Prozent etwas größer. Dies ist darauf zurückzuführen, dass in der Phase von 1985 bis 1991 die Ungleichheit der Nettoäquivalenzeinkommen lediglich um $6,3$ Prozent anstieg und der Anteil der demografischen Komponente mit annähernd 30 Prozent relativ groß war.

In den neuen Bundesländern stieg die Einkommensungleichheit nach Steuern und Transfers zwischen 1991 und 2006 um zwei Drittel. Davon entfielen weniger als drei Prozent auf die Summanden B und C.

Tabelle 3: Dekomposition nach Steuern und Transfers

Zeitraum	ΔI_0	A	B	C	D	$(B+C)/\Delta I_0$
Gesamtdeutschland						
1991–1993	6.31	5.36	0.30	-0.06	0.49	3.82
1993–1994	10.11	7.46	0.51	-0.01	2.15	4.92
1994–1996	-6.86	-5.50	0.50	0.02	-1.88	-7.62
1996–2000	-1.05	-2.60	0.87	0.11	0.56	-93.33
2000–2003	15.91	15.92	0.11	0.15	-0.28	1.66
2003–2006	12.86	11.97	0.14	0.30	0.43	3.42
1991–2006	41.11	37.29	1.54	0.57	1.46	5.12
Westdeutschland						
1985–1987	-2.64	-2.19	0.36	-0.02	-0.79	-12.60
1987–1991	9.18	7.30	0.97	0.82	0.11	19.50
1991–1993	7.62	6.63	0.13	-0.02	0.62	1.45
1993–1994	12.12	8.85	0.67	0.05	2.56	5.94
1994–1996	-7.76	-5.62	0.56	0.07	-2.78	-8.10
1996–2000	-1.24	-2.90	0.49	0.20	0.96	-56.11
2000–2003	12.67	12.78	0.04	0.13	-0.29	1.32
2003–2006	15.23	13.50	0.22	0.34	1.14	3.68
1985–1991	6.30	5.27	0.94	0.93	-0.64	29.83
1991–2006	42.71	38.77	0.54	0.75	2.40	3.02
1985–2006	51.70	46.29	1.71	2.37	1.20	7.90
Ostdeutschland						
1991–1993	19.58	21.86	1.11	0.47	-3.68	8.05
1993–1994	7.21	5.98	0.17	-0.16	1.22	0.14
1994–1996	1.36	-1.16	-0.18	1.00	1.72	60.17
1996–2000	-4.79	-4.23	1.73	-0.16	-2.41	-32.90
2000–2003	37.40	35.66	-0.28	0.64	1.42	0.96
2003–2006	-2.02	1.55	0.54	-0.21	-3.85	-16.27
1991–2006	66.56	72.85	-0.16	1.93	-7.99	2.65

Hinweis: Es handelt sich jeweils um prozentuale Angaben.

5 Fazit

Im Rahmen dieser Arbeit wurde der Frage nachgegangen, zu welchem Anteil die Zunahme der Einkommensungleichheit in der Bundesrepublik Deutschland in den vergangenen Jahren auf den kontinuierlichen Rückgang der durchschnittlichen Haushaltsgröße, insbesondere durch die Zunahme der Ein- und Zwei-Personen-Haushalte, zurückzuführen ist. Ausgehend von der Tatsache, dass zwischen der Verteilung der Einkommen und Haushaltsgrößen ein wohlfahrtsökonomisch motivierter Zusammenhang besteht, der sich empirisch in der Äquivalenzgewichtung von Einkommensgrößen ausdrückt, wurde argumentiert, dass durch den Trend zu immer kleineren Haushalten zunehmend Skalenerträge des Zusammenlebens unausgeschöpft bleiben. Entsprechend steigt der Anteil an Personen, die über ein relativ geringes äquivalenzgewichtetes Einkommen verfügen. Dies führt zu mehr Ungleichheit in den äquivalenzgewichteten Einkommen.

Mit Hilfe einer Zerlegung der Veränderung eines Ungleichheitsmaßes nach Mookherjee and Shorrocks (1982) auf Grundlage von Einkommensdaten des Sozioökonomischen Panels wurde berechnet, zu welchem Anteil die Zunahme der Einkommensungleichheit auf Verschiebungen der Bevölkerungsstruktur zurückzuführen ist. Dazu wurden Bevölkerungsgruppen definiert, die sich in Größe und Zusammensetzung des Haushalts voneinander unterscheiden. Es zeigt sich, dass für äquivalenzgewichtete Einkommen sowohl vor als auch nach Steuern und Transfers gilt, dass für die Veränderung der Ungleichheit insgesamt in erster Linie Veränderungen der Ungleichheit *innerhalb* der Bevölkerungsgruppen maßgeblich sind. Sie bestimmen im Wesentlichen Ausmaß und Richtung der Veränderung der Einkommensungleichheit. Allerdings ist auch ein beträchtlicher Teil auf demografische Faktoren zurückzuführen. Diese haben für sich genommen die Zunahme der Einkommensungleichheit verstärkt oder deren Rückgang gebremst. Das heißt, dass die Einkommensungleichheit in Deutschland auch ohne diesen demografischen Trend zugenommen hätte. Ihr Niveau wäre gegenwärtig allerdings niedriger als es sich tatsächlich darstellt.

Die Quantifizierung dieses Anteils hängt davon ab, welcher Einkommensbegriff, welche Region und welcher Zeitraum zu Grunde gelegt wird. Allgemein können auf Grund der vorliegenden Berechnungen folgende Aussagen festgehalten werden:

Erstens ist der Anteil demografischer Komponenten für die Zunahme der Einkommensungleichheit *vor* Steuern und Transfers bedeutsamer als für die Ungleichheit *nach* Steuern und Transfers. Offensichtlich wird ein Großteil der Ungleichheit, die durch veränderte Haushaltsstrukturen verursacht wird, durch das Steuer- und Transfersystem ausgeglichen. Das bedeutet auch, dass die Bedeutung anderer Faktoren, die – wie beispielsweise zunehmende Lohnspreizung – zweifelsohne zur Ungleichheit der Bruttoeinkommen beigetragen haben, vielfach überschätzt wird.

Zweitens ist der demografische Anteil der Zunahme der Einkommensungleichheit in aller Regel deutlich größer in Phasen, in denen die Änderung der Ungleichheit insgesamt eher gering ist. Dies könnte bedeuten, dass der demografische Wandel stetigen Einfluss auf die Einkommensungleichheit nimmt, während andere Einflüsse durch konjunkturelle Zyklen oder andere gesamtwirtschaftliche Schocks punktuell einen großen Einfluss haben und die demografischen Komponenten in ihrer Bedeutung vorübergehend zurückdrängen.

Aus diesen Ergebnissen kann geschlussfolgert werden, dass Aussagen über die Einkommensverteilung stets differenziert getroffen werden müssen. Es sollte daher ganz wesentlich von den *Ursachen* für Einkommensungleichheit abhängen, welche Maßnahmen dagegen ergriffen werden, falls die Ungleichheit als zu groß angesehen wird, wobei unklar ist, wie viel Ungleichheit als akzeptabel oder gar als optimal anzusehen ist. Dementsprechend ist es von Bedeutung, unterschiedliche Ursachen für Einkommensungleichheit und deren Entwicklung separat voneinander zu analysieren. Forderungen nach einem gesetzlichen Mindestlohn und/oder höheren Transferleistungen (Frick and Grabka, 2008, S. 557) als Mittel zur Eindämmung zunehmender Einkommensungleichheit und Einkommensarmut könnten an wesentlichen Ursachen für diese Entwicklungen vorbeigehen. Es hat sich gezeigt, dass diese nicht zuletzt auch durch die Lebensweise von Personen – insbesondere die Größe der Haushalte, in denen sie leben – beeinflusst wird. Ein Teil der gestiegenen Ungleichverteilung der Einkommen ist darauf zurückzuführen, dass man sich in Deutschland offensichtlich immer weniger die Vorteile des Zusammenlebens zu Nutze macht. Dadurch müssen höhere Einkommen erzielt werden, um den gleichen Einkommens- und Lebensstandard zu erlangen, der mit mehreren Personen in einem Haushalt eher erreichbar wäre. Wenn es Ziel der Wirtschaftspolitik ist, die Einkommensungleichheit zu re-

duzieren, könnte dies zum Teil auch dadurch erreicht werden, dass Anreize zum Zusammenleben in größeren Haushalten gesetzt werden. Maßnahmen, die gegen die Ungleichheit in den Arbeitslöhnen (wie Mindestlöhne) gerichtet sind, können somit nur an einem Teil der Ursachen für zunehmende Einkommensungleichheit ansetzen.

Literatur

- ATKINSON, A. B., AND F. BOURGUIGNON (2000): “Handbook of Income Distribution Volume 1,” *Handbooks in Economics* 16, Amsterdam.
- BUNDESREGIERUNG (2008): “Lebenslagen in Deutschland,” Der 3. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung, Bonn/Berlin.
- CANBERRA-GROUP (2001): “Final Report and Recommendations,” Expert Group on Household Income Statistics, Ottawa.
- DESTATIS (2005): “Statistisches Bundesamt. Mikrozensus 2005,” Fachserie 1, Reihe 3, Bevölkerung und Erwerbstätigkeit, Haushalte und Familien, Wiesbaden.
- (2008a): “Statistisches Bundesamt,” Bevölkerung und Erwerbstätigkeit: Zusammenfassende Übersichten Eheschließungen, Geborene und Gestorbene, Wiesbaden.
- (2008b): “Statistisches Bundesamt. Datenreport 2008,” Ein Sozialbericht für die Bundesrepublik Deutschland, Wiesbaden.
- EUROSTAT (2006): *Comparative EU Statistics on Income and Living Conditions: Issues and Challenges. Proceedings of the EU-SILC Conference, Helsinki, 6.-8. November 2006*. European Communities.
- FRICK, J. R., AND M. M. GRABKA (2008): “Niedrigere Arbeitslosigkeit sorgt für weniger Armutsrisiko und Ungleichheit,” *Wochenbericht des DIW Berlin*, 38, 556–566.
- GOEBEL, J., AND P. KRAUSE (2007): “Gestiegene Einkommensungleichheit in Deutschland,” *Wirtschaftsdienst*, 12, 824–832.
- GRABKA, M. M. (2007): “Codebook for the PEQUIV File 1984–2006. CNEF Variables with Extended Income Information for the SOEP,” Data Documentation 21, DIW Berlin.
- HAIKEN-DENEW, J. P., AND J. R. FRICK (2005): “Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel (SOEP),” Version 8.0, DIW Berlin.
- JENKINS, S. P. (1995): “Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analysis for the UK, 1971–86,” *Economica*, 62, 29–63.
- MARTIN, M. A. (2006): “Family Structure and Income Inequality in Families with Children, 1976 to 2000,” *Demography*, 43(3), 421–445.
- MOOKHERJEE, D., AND A. F. SHORROCKS (1982): “A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality,” *The Economic Journal*, 92, 886–902.
- OECD (2005): “What Are Equivalence Scales?,” Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris.

- SACHVERSTÄNDIGENRAT (2007): “Das Erreichte nicht verspielen,” Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung. Jahresgutachten 2007/2008, Wiesbaden.
- SCHWARZE, J. (1995): *Simulating German Income and Social Security Tax Payments Using the SOEP. Cross-National Study in Aging. Program Paper No. 19.* All-University Gerontology Center Maxwell School of Citizenship and Public Affairs. Syracuse University, New York.
- SHORROCKS, A. F. (1980): “The Class of Additively Decomposable Inequality Measures,” *Econometrica*, 48(3), 613–625.
- (1984): “Inequality Decomposition by Population Subgroups,” *Econometrica*, 52(6), 1369–1385.
- WAGNER, G. G., J. R. FRICK, AND J. SCHUPP (2007): “The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) – Scope, Evolution and Enhancements,” *Schmollers Jahrbuch – Journal of Applied Social Sciences*, 127(1), 139–169.

A Tabellenanhang

Tabelle 4: Anteile der Bevölkerungsgruppen (in Prozent), Gesamtdeutschland

Jahr	$k = 1$	$k = 2$	$k = 3$	$k = 4$	$k = 5$	$k = 6$	$k = 7$	$k = 8$	$k = 9$	$k = 10$	$k = 11$	$k = 12$	$k = 13$	$k = 14$
1991	15.8	1.6	0.3	0.4	25.6	10.0	11.5	4.4	11.5	7.7	2.2	1.2	6.1	1.7
1992	16.3	1.4	0.3	0.4	26.0	10.1	11.9	4.1	11.2	7.5	2.4	0.7	5.8	1.8
1993	16.8	1.5	0.6	0.2	26.1	9.8	11.5	4.2	10.9	7.5	2.6	0.9	6.2	1.3
1994	16.9	1.3	0.7	0.2	26.7	9.9	11.1	4.1	10.7	7.8	2.3	1.0	6.0	1.2
1995	17.2	1.4	0.5	0.2	27.1	10.1	10.6	3.8	10.2	7.9	2.5	1.1	5.9	1.3
1996	17.4	1.5	0.6	0.3	27.3	9.9	10.6	3.7	10.1	7.6	2.4	1.0	6.2	1.5
1997	17.4	1.5	0.5	0.3	27.7	9.8	10.8	3.9	9.9	7.1	2.1	1.2	6.7	1.2
1998	17.6	1.4	0.6	0.4	28.1	9.4	10.3	4.4	10.1	6.3	2.2	1.0	7.1	1.2
1999	18.0	1.3	0.6	0.2	28.6	9.5	10.7	4.1	9.7	6.5	1.9	1.2	6.2	1.4
2000	18.3	1.5	0.8	0.2	28.9	9.0	10.9	3.9	9.9	6.4	1.9	1.3	5.8	1.4
2001	18.7	1.6	0.7	0.3	29.0	8.6	10.5	3.7	10.0	6.8	2.1	1.0	5.6	1.5
2002	18.4	1.5	1.0	0.2	29.4	8.4	10.8	3.6	9.9	6.8	1.7	0.9	5.8	1.6
2003	18.4	1.6	1.0	0.2	29.8	8.7	10.7	3.1	9.6	5.9	2.2	0.8	6.3	1.8
2004	19.0	1.5	1.3	0.3	29.5	8.5	9.8	2.9	9.8	6.6	1.9	0.9	6.1	1.9
2005	18.9	1.4	1.1	0.4	30.4	8.9	9.9	3.1	9.4	5.8	1.9	0.8	5.9	2.2
2006	18.9	1.7	1.2	0.2	29.9	9.6	9.2	2.8	9.3	5.4	2.3	0.9	6.6	1.9

Tabelle 5: Anteile der Bevölkerungsgruppen (in Prozent), Westdeutschland

Jahr	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=5$	$k=6$	$k=7$	$k=8$	$k=9$	$k=10$	$k=11$	$k=12$	$k=13$	$k=14$
1985	15.5	0.9	0.5	0.2	24.5	9.1	10.4	4.0	12.6	7.9	2.3	0.6	8.0	3.4
1986	15.7	1.0	0.5	0.2	24.7	9.3	10.0	3.8	12.7	7.2	2.7	0.8	8.5	3.1
1987	16.0	0.9	0.5	0.1	25.3	9.9	10.5	4.1	12.1	6.9	2.2	0.8	7.5	3.2
1988	16.4	1.0	0.5	0.2	25.5	10.0	10.7	4.1	11.6	6.8	2.4	0.7	7.1	3.0
1989	16.3	1.1	0.4	0.2	25.2	10.0	10.7	4.6	11.9	6.8	1.8	0.9	7.6	2.4
1990	16.5	1.3	0.3	0.1	25.5	9.8	10.8	4.6	11.5	6.5	2.3	1.3	7.3	2.1
1991	16.7	1.4	0.3	0.4	25.7	9.4	10.4	4.6	11.5	7.5	2.2	1.4	6.6	1.9
1992	17.1	1.3	0.3	0.5	26.0	9.6	11.1	4.4	11.1	7.3	2.5	0.7	6.2	2.1
1993	17.5	1.4	0.5	0.2	26.1	9.4	10.9	4.5	10.5	6.9	2.8	1.0	6.7	1.5
1994	17.6	1.3	0.7	0.3	26.6	9.6	10.9	4.4	10.4	7.3	2.4	1.0	6.3	1.4
1995	17.9	1.4	0.5	0.3	27.0	9.7	10.5	4.2	9.9	7.4	2.7	1.2	6.0	1.5
1996	18.0	1.5	0.6	0.3	27.1	9.7	10.8	4.0	9.3	7.2	2.5	1.1	6.3	1.6
1997	17.9	1.4	0.4	0.3	27.4	9.4	11.4	4.2	9.4	6.7	2.1	1.3	6.6	1.3
1998	18.0	1.3	0.6	0.3	27.9	9.2	11.0	4.9	9.4	5.9	2.1	1.0	7.1	1.3
1999	18.4	1.3	0.7	0.1	28.3	9.3	11.4	4.5	9.0	6.2	2.0	1.2	6.1	1.5
2000	18.4	1.4	0.9	0.1	28.6	8.7	11.7	4.3	9.3	6.2	2.0	1.5	5.6	1.5
2001	18.7	1.5	0.8	0.2	28.5	8.4	11.4	4.2	9.3	6.7	2.2	1.1	5.3	1.7
2002	18.3	1.5	1.0	0.2	28.9	8.1	11.7	4.2	9.4	6.8	1.7	1.0	5.4	1.7
2003	18.4	1.6	1.0	0.2	29.2	8.3	11.8	3.6	8.8	6.0	2.3	1.0	6.0	1.9
2004	18.9	1.4	1.4	0.3	28.8	8.6	10.8	3.3	9.2	6.7	2.0	1.1	5.5	2.2
2005	18.9	1.3	1.1	0.4	29.5	8.9	10.8	3.4	9.0	5.9	2.0	0.9	5.6	2.4
2006	18.9	1.7	1.3	0.2	28.7	9.7	10.1	3.1	8.9	5.4	2.4	1.1	6.4	2.1

Tabelle 6: Anteile der Bevölkerungsgruppen (in Prozent), Ostdeutschland

Jahr	$k = 1$	$k = 2$	$k = 3$	$k = 4$	$k = 5$	$k = 6$	$k = 7$	$k = 8$	$k = 9$	$k = 10$	$k = 11$	$k = 12$	$k = 13$	$k = 14$
1991	12.4	2.1	0.6	0.3	25.0	12.5	15.9	3.7	11.6	8.4	2.3	0.5	4.1	0.6
1992	13.1	1.9	0.6	0.2	25.9	12.1	15.3	3.1	11.7	8.8	1.8	0.8	4.2	0.5
1993	13.7	1.8	0.7	0.1	26.4	11.5	13.7	2.8	12.4	10.0	1.6	0.8	4.3	0.4
1994	13.9	1.4	0.7	0.1	27.4	11.3	12.2	2.7	12.3	10.0	2.0	0.8	4.8	0.3
1995	14.2	1.4	0.6	.	27.8	12.0	10.8	2.4	11.6	10.1	2.0	1.0	5.5	0.5
1996	14.8	1.5	0.5	0.5	28.0	10.6	9.7	2.6	13.3	9.5	2.1	0.4	5.5	1.0
1997	15.3	1.8	0.5	0.4	28.7	11.5	8.2	2.6	12.0	8.8	1.7	0.6	7.1	0.9
1998	15.8	1.9	0.5	0.7	29.0	10.6	7.3	1.8	13.0	8.4	2.5	0.7	7.3	0.6
1999	16.7	1.6	0.4	0.6	30.2	10.3	7.7	2.1	12.8	7.4	1.3	1.3	6.6	1.0
2000	18.0	1.8	0.4	0.4	30.6	10.3	7.4	2.0	12.7	7.3	1.6	0.1	6.6	0.7
2001	18.5	2.1	0.4	0.5	31.0	9.5	6.4	1.3	13.2	7.3	1.6	0.4	6.8	0.8
2002	18.6	1.8	0.8	0.3	31.7	9.9	6.4	1.0	12.2	6.9	1.8	0.3	7.4	1.0
2003	18.4	1.8	0.8	0.2	32.7	10.4	5.6	1.1	13.1	5.2	1.5	0.3	7.7	1.4
2004	19.3	1.8	0.7	0.3	33.1	8.0	5.3	1.2	12.8	6.2	1.4	0.4	8.7	0.9
2005	19.1	1.9	1.0	0.2	34.6	8.6	5.7	1.8	11.2	5.5	1.3	0.4	7.7	1.0
2006	19.1	1.6	0.9	0.2	35.4	9.4	5.2	1.5	11.1	5.6	1.5	0.3	7.6	0.7

Tabelle 7: Einkommensungleichheit vor Steuern und Transfers, Gesamtdeutschland

Jahr	I_0	I_0^W	I_0^W/I_0	I_0^B	I_0^B/I_0
1991	0.709	0.694	0.979	0.015	0.021
1992	0.699	0.682	0.976	0.017	0.024
1993	0.735	0.718	0.978	0.016	0.022
1994	0.782	0.763	0.975	0.019	0.025
1995	0.774	0.756	0.977	0.018	0.023
1996	0.821	0.803	0.978	0.018	0.022
1997	0.847	0.828	0.977	0.019	0.023
1998	0.838	0.817	0.974	0.022	0.026
1999	0.838	0.819	0.978	0.018	0.022
2000	0.831	0.813	0.979	0.018	0.021
2001	0.854	0.838	0.982	0.016	0.018
2002	0.908	0.891	0.981	0.018	0.019
2003	0.880	0.864	0.981	0.017	0.019
2004	0.907	0.884	0.975	0.022	0.025
2005	0.966	0.949	0.982	0.017	0.018
2006	0.978	0.955	0.976	0.023	0.024

Tabelle 8: Einkommensungleichheit vor Steuern und Transfers, Westdeutschland

Jahr	I_0	I_0^W	I_0^W/I_0	I_0^B	I_0^B/I_0
1985	0.756	0.735	0.972	0.021	0.028
1986	0.708	0.687	0.971	0.020	0.029
1987	0.690	0.673	0.976	0.016	0.024
1988	0.741	0.726	0.980	0.015	0.020
1989	0.701	0.687	0.980	0.014	0.020
1990	0.644	0.630	0.979	0.013	0.021
1991	0.704	0.689	0.979	0.015	0.021
1992	0.676	0.660	0.976	0.016	0.024
1993	0.708	0.693	0.978	0.015	0.022
1994	0.749	0.730	0.974	0.020	0.026
1995	0.739	0.721	0.976	0.018	0.024
1996	0.785	0.769	0.980	0.016	0.020
1997	0.801	0.784	0.979	0.017	0.021
1998	0.794	0.774	0.975	0.020	0.025
1999	0.768	0.752	0.979	0.016	0.021
2000	0.775	0.759	0.979	0.016	0.021
2001	0.776	0.762	0.982	0.014	0.018
2002	0.823	0.807	0.980	0.016	0.020
2003	0.786	0.771	0.980	0.015	0.020
2004	0.821	0.798	0.973	0.022	0.027
2005	0.888	0.871	0.980	0.017	0.020
2006	0.889	0.865	0.973	0.024	0.027

Tabelle 9: Einkommensungleichheit vor Steuern und Transfers, Ostdeutschland

Jahr	I_0	I_0^W	I_0^W/I_0	I_0^B	I_0^B/I_0
1991	0.666	0.624	0.937	0.042	0.063
1992	0.739	0.696	0.941	0.044	0.059
1993	0.798	0.753	0.944	0.044	0.056
1994	0.890	0.843	0.948	0.046	0.052
1995	0.883	0.834	0.945	0.048	0.055
1996	0.939	0.881	0.939	0.057	0.061
1997	1.008	0.948	0.940	0.060	0.060
1998	0.987	0.925	0.937	0.062	0.063
1999	1.095	1.042	0.951	0.053	0.049
2000	1.029	0.976	0.949	0.053	0.051
2001	1.156	1.090	0.943	0.066	0.057
2002	1.241	1.193	0.961	0.048	0.039
2003	1.251	1.196	0.956	0.055	0.044
2004	1.252	1.198	0.957	0.054	0.043
2005	1.253	1.212	0.967	0.041	0.033
2006	1.337	1.293	0.967	0.044	0.033

Tabelle 10: Einkommensungleichheit nach Steuern und Transfers, Gesamtdeutschland

Jahr	I_0	I_0^W	I_0^W/I_0	I_0^B	I_0^B/I_0
1991	0.124	0.118	0.948	0.006	0.052
1992	0.132	0.125	0.949	0.007	0.051
1993	0.132	0.125	0.945	0.007	0.055
1994	0.145	0.135	0.930	0.010	0.070
1995	0.138	0.130	0.937	0.009	0.063
1996	0.135	0.128	0.945	0.007	0.055
1997	0.128	0.121	0.944	0.007	0.056
1998	0.124	0.116	0.929	0.009	0.071
1999	0.144	0.135	0.937	0.009	0.063
2000	0.134	0.126	0.938	0.008	0.062
2001	0.147	0.138	0.944	0.008	0.056
2002	0.155	0.146	0.942	0.009	0.058
2003	0.155	0.147	0.947	0.008	0.053
2004	0.163	0.153	0.938	0.010	0.062
2005	0.183	0.175	0.958	0.008	0.042
2006	0.175	0.166	0.947	0.009	0.053

Tabelle 11: Einkommensungleichheit nach Steuern und Transfers, Westdeutschland

Jahr	I_0	I_0^W	I_0^W/I_0	I_0^B	I_0^B/I_0
1985	0.121	0.114	0.941	0.007	0.059
1986	0.114	0.106	0.934	0.007	0.066
1987	0.118	0.112	0.947	0.006	0.053
1988	0.121	0.114	0.939	0.007	0.061
1989	0.131	0.125	0.953	0.006	0.047
1990	0.151	0.145	0.958	0.006	0.042
1991	0.129	0.122	0.944	0.007	0.056
1992	0.138	0.130	0.945	0.008	0.055
1993	0.139	0.130	0.940	0.008	0.060
1994	0.155	0.143	0.923	0.012	0.077
1995	0.149	0.139	0.934	0.010	0.066
1996	0.143	0.136	0.946	0.008	0.054
1997	0.135	0.127	0.941	0.008	0.059
1998	0.132	0.122	0.926	0.010	0.074
1999	0.152	0.141	0.931	0.010	0.069
2000	0.142	0.132	0.933	0.009	0.067
2001	0.150	0.141	0.937	0.009	0.063
2002	0.161	0.151	0.938	0.010	0.062
2003	0.160	0.150	0.942	0.009	0.058
2004	0.171	0.159	0.931	0.012	0.069
2005	0.192	0.183	0.951	0.010	0.049
2006	0.184	0.172	0.937	0.012	0.063

Tabelle 12: Einkommensungleichheit nach Steuern und Transfers, Ostdeutschland

Jahr	I_0	I_0^W	I_0^W/I_0	I_0^B	I_0^B/I_0
1991	0.068	0.059	0.861	0.009	0.139
1992	0.081	0.073	0.901	0.008	0.099
1993	0.082	0.075	0.912	0.007	0.088
1994	0.088	0.080	0.908	0.008	0.092
1995	0.077	0.068	0.886	0.009	0.114
1996	0.089	0.078	0.883	0.010	0.117
1997	0.087	0.079	0.908	0.008	0.092
1998	0.077	0.069	0.888	0.009	0.112
1999	0.095	0.088	0.922	0.007	0.078
2000	0.085	0.076	0.901	0.008	0.099
2001	0.114	0.105	0.919	0.009	0.081
2002	0.107	0.098	0.913	0.009	0.087
2003	0.116	0.106	0.913	0.010	0.087
2004	0.109	0.099	0.911	0.010	0.089
2005	0.114	0.107	0.940	0.007	0.060
2006	0.114	0.109	0.954	0.005	0.046