

Peichl, Andreas; Pestel, Nico; Schneider, Hilmar

**Article**

## Mehr Ungleichheit durch kleinere Haushalte? Der Zusammenhang zwischen Veränderungen der Haushaltsstruktur und der Einkommensverteilung in Deutschland

Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research

**Provided in Cooperation with:**

Institute for Employment Research (IAB)

*Suggested Citation:* Peichl, Andreas; Pestel, Nico; Schneider, Hilmar (2011) : Mehr Ungleichheit durch kleinere Haushalte? Der Zusammenhang zwischen Veränderungen der Haushaltsstruktur und der Einkommensverteilung in Deutschland, Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research, ISSN 2510-5027, Springer, Heidelberg, Vol. 43, Iss. 4, pp. 327-338, <https://doi.org/10.1007/s12651-011-0068-4>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/158734>

**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.*

# Mehr Ungleichheit durch kleinere Haushalte? Der Zusammenhang zwischen Veränderungen der Haushaltsstruktur und der Einkommensverteilung in Deutschland

Andreas Peichl · Nico Pestel · Hilmar Schneider

Angenommen: 11. Februar 2011 / Online publiziert: 2. März 2011  
© Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 2011

**Zusammenfassung** In den letzten 20 Jahren ist die Einkommensungleichheit in Deutschland kontinuierlich gestiegen. Gemeinhin wird dies als Ausdruck für einen Anstieg der Lohnungleichheit gedeutet, was wiederum zu Rückschlüssen auf veränderte Verhandlungsmacht von Arbeitnehmern dient. Weitgehend vernachlässigt wird dagegen die Rolle von Veränderungen der Haushaltsstruktur. Gesellschaftliche Trends wie Geburtenrückgang und steigendes Scheidungsrisiko wirken sich auf das Pro-Kopf-Einkommen in Haushalten aus und damit auf die Einkommensverteilung, selbst wenn sich an den gezahlten Löhnen nichts ändert. Das Ziel des vorliegenden Beitrags besteht in einer Quantifizierung des Anteils veränderter Haushaltsstrukturen an der Zunahme der Ungleichheit. Es zeigt sich, dass der Anstieg der Ungleichheit in der Vergangenheit tatsächlich deutlich stärker von demografischen Trends getrieben wurde als von Veränderungen der Löhne. Darüber hinaus lässt sich feststellen, dass ein bedeutsamer Teil dieses Anstiegs durch sozialstaatliche Eingriffe kompensiert wird.

**Schlüsselwörter** Demografie · Einkommensungleichheit · Dekomposition · Haushaltsstrukturen · SOEP

**JEL Klassifikationen** D31 · D63 · I30 · J11

## Changes in household structure and income distribution in Germany

**Abstract** Income inequality in Germany has been increasing continuously during the past 20 years. In general, this is understood as an increase in inequality of wages due to changes in bargaining power of employees. However, the role of changing household structure is widely neglected. Societal trends like a decline in birth rate and an increase in the risk of divorce affect per capita incomes, which has repercussions for the income distribution even if wages remain constant. The aim of this paper is to quantify the proportion of changing household structures in the increase in inequality. We find that the rise in inequality was indeed more due to demographic trends rather than changes in wages. Moreover, a large part of this increase is compensated by the welfare state.

---

A. Peichl · N. Pestel (✉) · H. Schneider  
IZA, Schaumburg-Lippe-Str. 5-9, 53113 Bonn, Deutschland  
e-mail: [pestel@iza.org](mailto:pestel@iza.org)

A. Peichl · N. Pestel  
Universität zu Köln, Köln, Deutschland

A. Peichl  
ISER, University of Essex, Colchester, UK

A. Peichl  
CESifo, Poschingerstr. 5, 81679 München, Deutschland

H. Schneider  
DIW, Mohrenstr. 58, 10117 Berlin, Deutschland

## 1 Einleitung

Seit der Wiedervereinigung ist die Einkommensungleichheit in Deutschland deutlich angestiegen (OECD 2008; Bach et al. 2009). Diese Entwicklung wird im 3. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung (2008) ebenso thematisiert wie Maßnahmen, um der zunehmenden Einkommensspreizung zu begegnen. Bei der Formulierung effektiver Politikmaßnahmen kommt es allerdings darauf an, die treibenden Kräfte steigender Einkommensungleichheit zu verstehen. Neben der nahe liegenden Vermutung, dass

die wachsende Ungleichheit Ausdruck einer zunehmenden Spreizung von Marktlöhnen auf Grund von nachlassender Verhandlungsmacht von Gewerkschaften sei, gibt es auch noch Faktoren jenseits der Lohnentwicklung, die einen maßgeblichen Einfluss auf die Ungleichheitsmessung haben können. Damit sind in erster Linie Veränderungen der Haushaltsstruktur gemeint, da die Haushaltsstruktur das Pro-Kopf-Einkommen bei der Bestimmung der personalen Einkommensverteilung beeinflusst.<sup>1</sup> Die Veränderung der Haushaltsstruktur ist Ausdruck für langfristige gesellschaftliche Trends, die sich unter anderem in einem stetigen Rückgang der Geburtenrate und einem steigenden Scheidungsrisiko äußern. Diese Entwicklung geht einher mit veränderten Erwerbsmustern. So geht Kinderlosigkeit häufig einher mit Doppelverdienerschaft, was seinerseits Auswirkungen auf die personale Einkommensverteilung hat. Wachsende Einkommensungleichheit eignet sich daher nur in dem Maße als Argument in der lohnpolitischen Debatte, wie Verschiebungen von Lohnungleichgewichten tatsächlich an der Entstehung von Einkommensungleichgewichten beteiligt sind.

Bei der Analyse von Einkommensverteilungen werden in aller Regel äquivalenz- bzw. bedarfsgewichtete Einkommen zu Grunde gelegt. Dabei handelt es sich um Einkommensgrößen, die die Personenzahl und altersmäßige Zusammensetzung von Haushalten berücksichtigen. Das Ziel dieses Beitrags besteht darin, die Bedeutung veränderter Haushaltsstrukturen für die Einkommensungleichheit in Deutschland zu quantifizieren. Dabei ist Deutschland von besonderem Interesse, da die demografische Entwicklung hierzulande nicht nur durch zunehmende Alterung gekennzeichnet, sondern auch durch einen deutlichen Rückgang der durchschnittlichen Haushaltsgröße, die – gemeinsam mit Schweden – unter den Ländern der OECD am geringsten ist (OECD 2008 S. 59). Insbesondere hat der Anteil von Ein- und Zwei-Personen-Haushalten stark zugenommen.<sup>2</sup>

Ein Rückgang der durchschnittlichen Haushaltsgröße auf die Einkommensverteilung kann *ceteris paribus* sowohl zu

einer Komprimierung als auch zu einer Spreizung der Einkommensverteilung führen. Der Nettoeffekt hängt letztlich davon ab, an welcher Stelle der Einkommensverteilung die Effekte auftreten. Der deutliche Rückgang der Geburtenzahl bedeutet beispielsweise, dass sich zusammenlebende Paare heutzutage eher für Kinderlosigkeit entscheiden. Dies führt dazu, dass diese über höhere äquivalenzgewichtete Einkommen verfügen, als dies bei einer höheren Geburtenrate, also mehr Kindern, der Fall wäre. Sofern Kinderlose eher überdurchschnittliche Erwerbseinkommen erzielen, trägt ihre Kinderlosigkeit zu einer Einkommensspreizung nach oben bei. Bei unterdurchschnittlichen Einkommen von Kinderlosen wäre eher eine Einkommenskomprimierung zu erwarten. Ähnlich verhält es sich mit der Zunahme von Single-Haushalten und Haushalten von Alleinerziehenden. Beides führt zu einem Anstieg der Zahl von Personen, die eher über geringere äquivalenzgewichtete Einkommen verfügen, da Fixkosten der Haushaltsführung auf weniger Personen verteilt werden können. Ob dies zu einer größeren oder kleineren Polarisierung der Einkommensverteilung führt, hängt davon ab, ob die entsprechenden Haushalte eher unterdurchschnittlich oder eher überdurchschnittlich verdienen. Somit hat der Rückgang der durchschnittlichen Personenzahl pro Haushalt *ceteris paribus* gegenläufige Auswirkungen auf die Einkommensverteilung. Faktisch ist davon auszugehen, dass unterschiedliche Einkommensschichten unterschiedliche demografische Trends aufweisen und auch verschiedene Tendenzen der Haushaltsformation, beispielsweise im Hinblick auf Heirats- und Geburtsraten, haben. So ist beispielsweise der Rückgang der durchschnittlichen Haushaltsgröße in den unteren Einkommens-Quintilen überdurchschnittlich hoch. Gleiches gilt für die Zahl der Kinder im Haushalt (vgl. Tab. 1). Dies verdeutlicht die Notwendigkeit einer Analyse des Zusammenhangs zwischen Haushaltsstruktur und Einkommensverteilung. Es sei jedoch darauf hingewiesen, dass unsere empirische Analyse rein deskriptiver Natur ist und wir keine Aussagen über eine *kausale* Beziehung zwischen sinkender durchschnittlicher Haushaltsgröße und steigender Einkommensungleichheit treffen können.

Vor dem Hintergrund der besonders ausgeprägten Entwicklung hin zu immer kleineren Haushaltsgrößen ist es bemerkenswert, dass die Bedeutung demografischer Trends auf die Einkommensungleichheit für Deutschland bislang kaum systematisch untersucht wurde. Die Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) berichtet in einer Studie (OECD 2008), dass 88 Prozent der (absoluten) Veränderung des Gini-Koeffizienten der verfügbaren Einkommen zwischen 1985 und 2005 in West-Deutschland mit Veränderungen der Bevölkerungsstruktur (Haushaltsgröße, Alter des Haushaltsvorstands) zusammenhängen. Dieser Anteil ist im Vergleich mit anderen OECD-Ländern mit Abstand am höchsten. Er impliziert, dass die

<sup>1</sup>Dafür spricht auch, dass das reale Einkommen je Haushalt seit 1991 zwar um zwei Prozent zurückgegangen ist, das reale bedarfsgewichtete Durchschnittseinkommen jedoch im gleichen Zeitraum um zwei Prozent zugenommen hat (Statistisches Bundesamt 2008a, S. 147).

<sup>2</sup>Die durchschnittliche Personenzahl, die in einem Haushalt zusammen leben, ist zwischen 1991 und 2008 in Deutschland von 2,27 auf 2,05 zurückgegangen. Diese Entwicklung war in den neuen Bundesländern einschließlich Berlin mit einem Rückgang von 2,31 auf 1,98 noch sehr viel deutlicher. Während die Bevölkerungszahl von 80,2 Mio. um 2,6 Prozent auf 82,3 Mio. zugenommen hat wuchs die Zahl der Privathaushalte annähernd viermal so stark von 35,3 Mio. um 13,6 Prozent auf 40,1 Mio. Dies ist ausschließlich auf die Zunahme der Haushalte mit höchstens zwei Personen zurückzuführen (Statistisches Bundesamt 2008c). Sowohl der starke kontinuierliche Rückgang der Geburtenhäufigkeit (Statistisches Bundesamt 2008b) sowie der gesellschaftliche Trend zur Individualisierung dürften maßgeblich zu dieser Beobachtung beigetragen haben.

**Tab. 1** Ausgewählte demografische Trends nach Einkommens-Quintilen 1991–2007

Einkommens- Quintil	1991				Veränderung 1991–2007			
	Haushalts- größe	Anzahl Kinder bis 14 Jahre im Haushalt	Anteil Verheiratete (in %)	Anteil Erwerbstätige (in %)	Haushalts- größe	Anzahl Kinder bis 14 Jahre im Haushalt	Anteil Verheiratete (in %-Punkten)	Anteil Erwerbstätige (in %-Punkten)
1	1,965	0,391	49,6	33,9	−0,099	−0,070	−9,1	3,3
2	2,421	0,540	67,4	55,5	−0,279	−0,207	−5,3	−3,8
3	2,482	0,474	72,3	65,4	−0,372	−0,205	−11,5	−5,6
4	2,341	0,305	70,6	70,7	−0,239	−0,056	−5,4	−0,7
5	2,210	0,224	72,5	77,5	−0,166	−0,020	−9,2	−4,3
Gesamt	2,268	0,383	66,5	60,9	−0,220	−0,108	−7,9	−2,0

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen. Einkommens-Quintile nach äquivalenzgewichtetem Einkommen nach Steuern und Transfers in Preisen von 2006

Entwicklung der Einkommensungleichheit nahezu vollständig von sich verändernden Haushaltsstrukturen bestimmt wird. Dies widerspricht unter anderem den Schlussfolgerungen des 3. Armuts- und Reichtumsberichts der Bundesregierung. Die hierdurch ausgelöste öffentliche Debatte darüber, welche Ursachen für die zunehmende Einkommensspreizung verantwortlich sind, unterstreicht die politische Relevanz der vorliegenden Fragestellung.<sup>3</sup> Allerdings war es uns nicht möglich die Ergebnisse der OECD zu replizieren. Zwischenzeitlich wurde von den Autoren der Studie auf Nachfrage bestätigt, dass das vorgenannte Ergebnis von 88 Prozent *nicht* korrekt ist. Vielmehr handele es sich dabei um einen Druckfehler.<sup>4</sup> Daher ist es geboten, den Einfluss der Haushaltsstruktur auf die Einkommensungleichheit neu zu bewerten.

<sup>3</sup>Siehe beispielsweise Sinn (2008). Darüber hinaus scheint es innerhalb der Bundesregierung unterschiedliche Auffassungen darüber gegeben zu haben, welche Maßnahmen angesichts steigender Ungleichheit als angemessen zu betrachten sind: Während das für den Armuts- und Reichtumsbericht federführende verantwortliche Bundesministerium für Arbeit und Soziales (BMAS) Mindestlöhne und höhere Transferleistungen (insbesondere Arbeitslosengeld II) vorschlug, wurde die Notwendigkeit dieser Maßnahmen vom Bundesministerium für Wirtschaft und Technologie (BMWi) in einer Stellungnahme zum BMAS-Entwurf in Frage gestellt. Vielmehr wurde vom BMWi unter anderem mit Verweis auf die OECD-Studie betont, dass die veränderte Bevölkerungsstruktur hauptsächlich zur steigenden Einkommensungleichheit beigetragen habe.

<sup>4</sup>Es wurde allerdings bislang noch kein korrigiertes Ergebnis für Deutschland vorgelegt. Berechnet man den demografischen Anteil sich verändernder Haushaltsstrukturen auf die Einkommensungleichheit nach dem von der OECD beschriebenen Verfahren ergibt sich ein Wert von 17,1 Prozent. Bei unserer Analyse kommen wir zu einem Ergebnis in ähnlicher Größenordnung von 14 Prozent (nur West-Deutschland im Zeitraum 1985 bis 2005). Dabei wurden die gleichen Kriterien wie von der OECD angelegt. Die verbleibende Differenz dürfte sich daraus ergeben, dass jeweils unterschiedliche Maße für Ungleichheit zu Grunde gelegt und eine nicht exakt identische Datenbasis genutzt wurde.

Für die Analyse greifen wir ebenso wie die OECD auf Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) zurück. Unsere Quantifizierung des Einflusses der demografischen Entwicklung auf die Einkommensungleichheit basiert auf einem Verfahren zur Dekomposition von Ungleichheitsmaßen für unterschiedliche Bevölkerungsgruppen (Shorrocks 1980; Mookherjee und Shorrocks 1982; Shorrocks 1984). Für ähnliche Fragestellungen wurde diese Methode bereits für das Vereinigte Königreich (Mookherjee und Shorrocks 1982; Jenkins 1995) sowie für die USA (Martin 2006) angewendet. Jenkins (1995) nimmt für das Vereinigte Königreich eine umfassende Analyse der Einkommensungleichheit für den Zeitraum von 1971 bis 1986 vor und kommt zu dem Ergebnis, dass die Veränderung der globalen Ungleichheit am stärksten im Zusammenhang mit der Veränderung der Ungleichheit innerhalb von Bevölkerungsgruppen zu sehen und demografische Trends von eher untergeordneter Bedeutung sind. Für den Zeitraum von 1976 bis 2000 untersucht Martin (2006) die Bedeutung veränderter Familienstrukturen auf die Einkommensungleichheit in den USA und kommt zu dem Ergebnis, dass etwa 41 Prozent des Anstiegs der Einkommensungleichheit in den USA im Zusammenhang mit veränderten Familienstrukturen stehen. Einen Überblick über den Zusammenhang zwischen Verschiebungen der Bevölkerungsstruktur und Einkommensungleichheit in verschiedenen OECD-Ländern findet sich darüber hinaus in OECD (2008). Dieser Zusammenhang ist mit einem Anteil von mehr als 20 Prozent außer in Deutschland besonders stark in Australien, Kanada, Frankreich, den Niederlanden und dem Vereinigten Königreich (siehe OECD 2008, S. 66 f.).

Unsere Analyse zeigt, dass die Zunahme der Einkommensungleichheit in Deutschland in den letzten Jahren (1991 bis 2007) zu einem nennenswerten Teil mit der veränderten Haushaltsstruktur zusammenhängt. Mit anderen Worten: Ohne die demografische Entwicklung hin zu immer kleineren Haushalten wäre die Einkommensungleichheit heutzutage deutlich niedriger als sie es tatsächlich ist.

Für die Veränderung der Einkommensungleichheit vor Steuern und Transfers beträgt der Anteil 61,4 Prozent, für Einkommen nach Steuern und Transfers 17,4 Prozent, wenn lediglich die Veränderungen der Haushaltsstruktur (Zahl und Altersstruktur der Haushaltsmitglieder) betrachtet werden. Berücksichtigt man zusätzlich den Erwerbsstatus, liegt der Anteil sogar bei 77,5 bzw. 22,2 Prozent.

Die Arbeit ist im Weiteren wie folgt strukturiert: Zunächst verschafft Abschn. 2 einen Überblick über relevante Definitionen und Methoden zur Äquivalenzgewichtung von Einkommensgrößen sowie zur Messung und Dekomposition eines Ungleichheitsmaßes. In Abschn. 3 wird gezeigt, wie dieses Vorgehen für Deutschland mit Daten des SOEP umgesetzt wird, bevor in Abschn. 4 die Ergebnisse aufgeführt werden. Die Arbeit schließt mit einem Fazit in Abschn. 5.

## 2 Messung und Dekomposition von Ungleichheit

### 2.1 Äquivalenzgewichtung

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 (wie Lebenspartner oder Kinder) über kein eigenes Einkommen verfügen würden. 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, was üblicherweise als private Transferleistung verstanden wird (Canberra Group 2001, S. 32).

Die Betrachtung des reinen Pro-Kopf-Haushaltseinkommens, also der Summe aller individuellen Einkommen im Haushalt dividiert durch die Personenzahl, 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 Personenzahl sowie weiteren Eigenschaften des Haushalts abhängt (Atkinson und Bourguignon 2000, S. 93 f.). Bedarfsgewichte werden mit Hilfe von Äquivalenzskalen bestimmt.<sup>5</sup>

### 2.2 Dekomposition der Ungleichheitsentwicklung

Für die Messung von Ungleichheit existieren in der Literatur verschiedene Maße (siehe Atkinson und Bourguignon 2000). Für die Analyse des Einflusses von Haushaltsstrukturen auf die Einkommensungleichheit ist die Klasse der *Generalized Entropy*-Ungleichheitsmaße (GE-Maße, siehe Shorrocks 1980) besonders geeignet. Die Maße dieser Klasse lassen sich derart zerlegen, dass die gesamte Ungleichheit ausgedrückt werden kann als Summe der Ungleichheit innerhalb von Bevölkerungsgruppen und der Ungleichheit zwischen diesen Gruppen. Für den vorliegenden Beitrag wurde aus der Klasse der GE-Maße das Ungleichheitsmaß

$$I_0 = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \ln \left( \frac{\bar{y}}{y_i} \right) \quad (1)$$

gewählt, das auch als *mean logarithmic deviation* bekannt ist (Mookherjee und Shorrocks 1982, S. 889) und besonders sensitiv auf Veränderungen im unteren Teil der Einkommensverteilung reagiert. Dabei bezeichnet  $y_i$  das individuelle Einkommen und  $\bar{y}$  das Durchschnittseinkommen.

Mit Hilfe der Dekomposition der Ungleichheit innerhalb und zwischen disjunkten Bevölkerungsgruppen, die mit  $k \in \{1, \dots, K\}$  bezeichnet werden, lässt sich in ähnlicher Weise die Veränderung der gesamten Ungleichheit von einer Periode  $t$  zur nächsten Periode  $t + 1$  ( $\Delta I_0$ ) näherungsweise zerlegen in die Veränderung der Ungleichheit innerhalb der Bevölkerungsgruppen sowie Veränderungen, die sich aus Verschiebungen in den Bevölkerungsanteilen ergeben. Dies lässt sich folgendermaßen schreiben (Mookherjee und Shorrocks 1982):<sup>6</sup>

<sup>5</sup>Wir verwenden dazu die modifizierte OECD-Skala. Sie weist der ersten erwachsenen Person im Haushalt ein Gewicht von eins zu. 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).

<sup>6</sup>Eine ausführliche Darstellung dieser Methode findet sich in Peichl et al. (2010).

**Tab. 2a** Erwerbsbeteiligung nach Haushaltsstruktur: 1991–2007

Nr.	Erwachsene (≥ 18 Jahre)	Kinder (≤ 17 Jahre)	Erwerbsbeteiligung 1991 (in %)				Veränderung 1991–2007 (in %-Punkten)			
			Gesamt	Frauen	Alter 25–59	Frauen im Alter 25–59	Gesamt	Frauen	Alter 25–59	Frauen im Alter 25–59
1	1	Nein	42,73	29,09	88,89	87,14	6,34	8,21	-4,83	-7,38
2	1	Ja	75,29	73,00	80,18	77,66	-9,72	-6,84	-12,09	-8,75
3	2	Nein	52,13	48,77	82,94	75,98	-4,46	-0,62	2,03	4,24
4	2	Ja	80,98	64,60	81,62	65,03	1,43	6,48	1,63	6,99
5	3+	Nein	66,43	54,08	79,06	64,85	7,16	17,14	5,75	14,59
6	3+	Ja	80,08	65,43	81,39	66,62	3,85	12,88	3,68	12,12

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen. Erwerbsbeteiligung bezieht sich auf den Haushaltsvorstand und ggf. dessen Partner

$$\begin{aligned}
 \Delta I_0 \approx & \underbrace{\sum_{k=1}^K \bar{v}_k \cdot \Delta I_{0k}}_A + \underbrace{\sum_{k=1}^K \bar{I}_{0k} \cdot \Delta v_k}_B \\
 & + \underbrace{\sum_{k=1}^K [\bar{\lambda}_k - \overline{\ln(\lambda_k)}] \cdot \Delta v_k}_C \\
 & + \underbrace{\sum_{k=1}^K (\bar{\theta}_k - \bar{v}_k) \cdot \Delta \ln(\bar{y}_k)}_D. \tag{2}
 \end{aligned}$$

Dabei bezeichnet  $v_k$  den Bevölkerungsanteil von Gruppe  $k$ ,  $\lambda_k = \bar{y}_k / \bar{y}$  das Verhältnis des Durchschnittseinkommens von Gruppe  $k$  zum Durchschnittseinkommen der Gesamtbevölkerung sowie  $\theta_k = v_k \cdot \lambda_k$  den Einkommensanteil von Gruppe  $k$ .<sup>7</sup> Damit lässt sich die Veränderung der gesamten Ungleichheit von einer zur nächsten Periode approximativ in insgesamt vier Komponenten zerlegen, deren Bedeutung im Folgenden erläutert wird:

1. *Summand A* fasst den Einfluss der Veränderung der Ungleichheit innerhalb der Bevölkerungsgruppen zusammen ( $\Delta I_{0k}$ ). Genauer handelt es sich hierbei um den Beitrag der Veränderung der gesamten Ungleichheit, der ausschließlich auf Veränderungen der Ungleichheit innerhalb der Bevölkerungsgruppen zurückzuführen ist. Er abstrahiert von Veränderungen der Bevölkerungsstruktur, indem die die Bevölkerungsanteile auf den Durchschnitt beider Jahre fixiert werden ( $\bar{v}_k$ ). Veränderungen der Ungleichheit innerhalb von Bevölkerungsgruppen, die einen besonders großen Anteil stellen, fallen dabei stärker ins Gewicht als Veränderungen bei kleineren Bevölkerungsgruppen. Beispielsweise lässt sich feststellen, dass die Gruppe allein lebender Personen im Laufe der Zeit heterogener geworden ist. Während diese Gruppe vor 15 bis

20 Jahren von verwitweten älteren Frauen geprägt war, sind heutzutage in zunehmendem Maße jüngere und erwerbstätige Frauen und Männer vertreten. Dementsprechend ist die Ungleichheit der Verteilung der Einkommen *innerhalb* dieser Gruppe gestiegen.

2. *Summand B* beinhaltet den Einfluss der Veränderung der Bevölkerungsstruktur bei gegebener Ungleichheit *innerhalb* der Bevölkerungsgruppen ( $\Delta v_k$ ). Analog wird durch Mittelwertbildung von Veränderungen der Ungleichheit innerhalb der Gruppen abstrahiert ( $\bar{I}_{0k}$ ). Entscheidend ist das Vorzeichen der Veränderung der Bevölkerungsanteile. Steigt beispielsweise der Anteil einer Gruppe, die eine besonders große interne Ungleichheit aufweist, steigt entsprechend die gesamte Ungleichheit und umgekehrt. Für das Beispiel der Alleinstehenden bedeutet dies, dass die deutliche *Zunahme* ihres Anteils an der Gesamtbevölkerung (siehe Tab. 1a) zur Steigerung der Einkommensungleichheit beiträgt. Wie bereits oben beschrieben tragen gesellschaftliche Trends wie zunehmende Individualisierung zum Wachstum der Single-Haushalte bei.
3. *Summand C* beschreibt den Einfluss der Veränderung der Bevölkerungsstruktur ( $\Delta v_k$ ) bei gegebener Ungleichheit *zwischen* den Bevölkerungsgruppen. Der Ausdruck C summiert 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 (Ungleichheit zwischen Gruppen). Fixiert wird das Verhältnis der durchschnittlichen Gruppeneinkommen zum gesamten Durchschnittseinkommen ( $\lambda_k$ ). Da die Gruppe der Single-Haushalte ein unterdurchschnittliches Gruppeneinkommen aufweist (d.h.  $\lambda_k < 1$  und somit  $\ln(\lambda_k) < 0$ , siehe Tab. 2a), führt auch hier ihr Wachstum insgesamt zu mehr Ungleichheit. Es wächst nämlich ein Teil der Bevölkerung, der offensichtlich im Durchschnitt über geringere Einkommen verfügt, so dass die Schere zwischen

<sup>7</sup>Symbole mit Überstrich bezeichnen den jeweiligen Durchschnitt zwischen  $t$  und  $t + 1$ ,  $\Delta$  bezeichnet den Differenzenoperator.

**Tab. 2b** Bevölkerungsgruppen nach Haushaltsstruktur: Definition, Bevölkerungsanteile, Durchschnittseinkommen und Einkommensungleichheit 1991–2007

Nr.	Erwachsene	Kinder	Bevölkerungs- anteil 1991 (in %)	Veränderung 1991–2007 (in %-Punkten)	Durchschnitts- einkommen 1991 (in Euro)	Veränderung 1991–2007 (in Euro)	Ungleichheit 1991 ( $I_{0,k}$ )	Veränderung 1991–2007 ( $\Delta I_{0,k}$ )
1	1	Nein	15,8	4,2	17.332,28	1.383,65	0,152	0,020
2	1	Ja	2,8	0,9	12.273,86	-848,18	0,141	-0,056
3	2	Nein	25,8	5,3	20.899,99	2.542,07	0,117	0,039
4	2	Ja	32,6	-6,8	17.317,43	2.665,31	0,074	0,038
5	3+	Nein	15,0	-3,2	21.742,21	469,53	0,064	0,044
6	3+	Ja	8,0	-0,5	17.917,01	28,00	0,075	0,012
Gesamt	-	-	100,0	0,0	18.816,32	1.782,19	0,105	0,040

den Durchschnittseinkommen der Gruppen dadurch zunimmt.

4. *Summand D* repräsentiert schließlich den Beitrag der Veränderung der Durchschnittseinkommen der Bevölkerungsgruppen ( $\Delta \ln(\bar{y}_k)$ ). Je stärker die Veränderungen des Durchschnittseinkommens einer Gruppe im Vergleich zu anderen Gruppen, umso stärker ist der Einfluss auf die gesamte Einkommensungleichheit. Der Beitrag der einzelnen Gruppen hängt dabei zum einen von der Richtung der Entwicklung der jeweiligen Gruppeneinkommen ab (Wachstum oder Rückgang) und zum anderen davon, ob es sich um eine Gruppe handelt, die im Vergleich zu ihrem Bevölkerungsanteil einen hohen oder niedrigen Anteil am Gesamteinkommen aufweist. Für das Beispiel der Ein-Personen-Haushalte gilt, dass ihr Durchschnittseinkommen in der betrachteten Periode zwar nicht unerheblich gestiegen ist ( $\Delta \ln(\bar{y}_k) > 0$ , Tab. 2a), was mit dem gestiegenen Anteil von erwerbstätigen Personen in dieser Gruppe zusammenhängen dürfte. Jedoch ist ihr Beitrag zu Summand D negativ. Dies hängt damit zusammen, dass diese Gruppe einen größeren Anteil an der Gesamtbevölkerung als am Gesamteinkommen hat ( $(\bar{\theta}_k - \bar{v}_k) < 0$ , Tab. 2a). Es handelt sich also um eine vergleichsweise einkommensschwache Gruppe. Wenn ihr Einkommen also wächst wirkt sich dies dämpfend auf die gesamte Einkommensungleichheit aus.

### 2.3 Möglichkeiten und Grenzen der inhaltlichen Interpretation

Die im vorangegangenen Abschnitt beschriebene Vorgehensweise der empirischen Analyse ist rein deskriptiver Natur. Das heißt, dass sich nicht schlussfolgern lässt, dass es eine eindeutig kausale Beziehung zwischen sinkender durchschnittlicher Haushaltsgröße und der Einkommensungleichheit gibt (siehe auch Martin 2006, S. 422/440 f.). Sofern man überhaupt von einer kausalen Beziehung sprechen kann,

könnte sich diese auch umgekehrt darstellen: Beispielsweise ist es denkbar, dass sich die Präferenzen für bestimmte Haushaltsformationen von Individuen auf Grund einer veränderten Einkommenssituation ändern. So könnte die bessere Qualifikation von Frauen, einhergehend mit einer höheren Erwerbsbeteiligung (siehe Tab. 2b) sowie der häufigeren Entscheidung für eine berufliche Karriere (und möglicherweise einer Verbesserung der Position in der Einkommensverteilung) dazu führen, dass sie länger Single bleiben und entsprechend – wenn überhaupt – später heiraten und/oder Kinder bekommen. In diesem Beispiel beeinflusst die Einkommensposition einer Bevölkerungsgruppe demografische Entwicklungen und nicht umgekehrt. Genauso kann eine Heirat dazu führen, dass Männer verstärkt (Vollzeit) arbeiten. Ein Trend zu mehr Single-Haushalten könnte somit die Ungleichheit zwischen Männern erhöhen. Gleichzeitig kann das Heiratsverhalten jedoch auch von makroökonomischen Effekten abhängen, so dass z.B. in Zeiten größerer Ungleichheit weniger Eheschließungen zu beobachten sind (Lerman 1996).

Im Allgemeinen sind verschiedenste kausale Mechanismen denkbar. In der ökonomischen und soziologischen Theorie werden verhaltensbedingte Verknüpfungen zwischen demografischer und wirtschaftlicher Entwicklung erwartet (vgl. z.B. Becker 1981; Oppenheimer 1988). Zur Verdeutlichung schreiben wir die Ungleichheit des äquivalenzgewichteten Haushaltseinkommens ( $Y/M$ ) als eine Funktion diverser Charakteristika, formal:

$$I = I(Y/M) = I(f(n, h, w, X, C)) \quad (3)$$

Die Ungleichheit (1) kann sich nun beispielsweise durch Veränderungen der Haushaltsstruktur ( $n$ ), Erwerbsbeteiligung ( $h$ ), Lohnsetzung ( $w$ ), die ebenfalls bestimmten Trends unterliegt („gender wage gap“; Gewerkschaftsmacht), Nicht-Arbeitseinkommen ( $C$ ) sowie anderen Charakteristika ( $X$ , z.B. Alterstruktur, Bildung, etc.) ändern. Solche Veränderungen in den Bestimmungsgrößen der Einkommensungleichheit können sich simultan vollziehen und

sich dabei gegenseitig verstärken oder auch konterkarieren (siehe auch Martin 2006). Dabei ist zu berücksichtigen, dass sich unterschiedliche Effekte nicht gleichmäßig, sondern asymmetrisch auf verschiedene Einkommensschichten auswirken. So lässt sich beobachten, dass insbesondere das zweite und dritte Einkommens-Quintil von demografischen Veränderungen betroffen sind. Während in diesen Einkommensschichten die durchschnittliche Personenzahl im Haushalt zu Beginn der 1990er-Jahre zwischen 2,4 und 2,5 Personen deutlich über dem Durchschnitt lag, ist sie heutzutage deutlich gleichmäßiger auf die verschiedenen Einkommensschichten verteilt und variiert nur noch zwischen 1,9 und 2,1 Personen (siehe Tab. 1). Ähnliches gilt für die Zahl der Kinder (bis einschließlich 14 Jahre) pro Haushalt: Zwar ist die durchschnittliche Zahl der Kinder im zweiten Einkommens-Quintil nach wie vor am höchsten, hat aber drastisch um fast 40 Prozent abgenommen. Noch deutlicher ist der Rückgang im mittleren Quintil mit etwa 43 Prozent.

Die Effekte der einzelnen Faktoren lassen sich in mikroökonomischen Verhaltensmodellen nur schwer identifizieren. Dies macht eine Analyse der kausalen Wirkungszusammenhänge besonders schwierig. Daher konzentrieren wir uns im Rahmen dieses Beitrags auf eine deskriptive Analyse des Zusammenhangs zwischen sinkender durchschnittlicher Haushaltsgröße und steigender Einkommensungleichheit.

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 identisch sind, werden durch Summand A Veränderungen der Ungleichheit abgebildet, die nicht auf demografische Eigenschaften zurückzuführen sind. Unterschiede im Ausbildungsniveau dürften eine wesentliche 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. Hier spielen die Heterogenität der Bevölkerungsgruppen sowie ihre relative Position in der Einkommensverteilung eine zentrale Rolle. Veränderungen der Ungleichheit kommen zu Stande, wenn massive demografische Verschiebungen stattfinden, so dass zunehmend Gruppen Bedeutung erlangen, die eine über- oder unterdurchschnittliche Ungleichheit oder besonders vom Gesamtdurchschnitt abweichende Durchschnittseinkommen aufweisen. Diese können durch Veränderungen der Haushaltsformation im Zusammenhang mit Trends in der Erwerbsbeteiligung und anderen Entwicklungen auf dem Arbeitsmarkt zusammenhängen (Erwerbsbeteiligung von Frauen, längere Ausbildungs-/Studienzeiten junger Erwachsener, zunehmende berufliche Mobilität, etc.). Summand D repräsentiert schließlich den Einfluss von Änderungen der Verteilung der Durchschnittseinkommen auf die

Bevölkerungsgruppen. Veränderungen der Ungleichheit ergeben sich an dieser Stelle durch deutliche Verbesserungen oder Verschlechterungen der (durchschnittlichen) Einkommen von Bevölkerungsgruppen, beispielsweise weil Bevölkerungsgruppen zunehmend von Individuen geprägt werden, die das Durchschnittseinkommen anheben oder absenken.

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  $\Delta I_0$  zu untersuchen.

### 3 Methodisches Vorgehen

#### 3.1 Datengrundlage: SOEP

Bei dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) handelt es sich um eine Wiederholungsbefragung von Haushalten und Personen, die seit 1984 jährlich in 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.<sup>8</sup> Wir benutzen SOEP-Wellen, die Einkommensinformation auf jährlicher Basis für den längstmöglichen Zeitraum 1991–2007<sup>9</sup> beinhalten, um auch die neuen Bundesländer zu berücksichtigen. Die Daten beinhalten für das Jahr 1991 Angaben von 17.921 Personen in 6.665 Haushalten. Für das Jahr 2007 stehen uns Informationen von 25.366 Personen bzw. 11.072 Haushalten zur Verfügung.

#### 3.2 Einkommensbegriffe

Die Dekomposition der Veränderung der Einkommensungleichheit aus (2) lässt sich für verschiedene Einkommensbegriffe berechnen. Wir führen die Dekomposition für äquivalenzgewichtete Einkommen *vor* und *nach* Steuern und Transfers durch, um die Auswirkungen der Umverteilung durch das progressive Steuer- und Transfersystem zu erfassen. Die Datensätze des SOEP enthalten entsprechende Einkommensinformationen, 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

<sup>8</sup>Einen umfassenden Überblick über die Längsschnittstudie geben Haisken-DeNew und Frick (2005) oder Wagner et al. (2007).

<sup>9</sup>Die Ergebnisse sind robust gegenüber der Wahl anderer Zeiträume (siehe Peichl et al. 2010).



aller Haushaltsmitglieder.<sup>10</sup> Das Einkommen nach Steuern und Transfers eines Haushalts umfasst das Einkommen vor Steuern und Transfers zuzüglich öffentlicher Transfers und gesetzlicher Renten. Abgezogen werden Einkommensteuerzahlungen und Sozialversicherungsbeiträge.<sup>11</sup> Beide Einkommensarten wurden für den vorliegenden Zweck um die Preisentwicklung bereinigt, so dass Realeinkommen in die Berechnungen eingehen. Zudem wurde jeweils ein imputiertes Einkommen für selbst genutztes Wohneigentums hinzu addiert.<sup>12</sup>

Bei der Berechnung der Dekompositionsanalyse gemäß (2) wird wie folgt vorgegangen: Für die individuellen Einkommen 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.<sup>13</sup>

### 3.3 Bevölkerungsgruppen

Von ebenso großer Bedeutung wie die Festlegung eines Einkommensbegriffs ist die Einteilung der Bevölkerung in disjunkte Gruppen. Da auf Grund der Fragestellung die Veränderung der Haushaltsstrukturen im Vordergrund des Interesses steht, wird eine Unterteilung nach der Zahl der erwachsenen Personen und Anzahl der Kinder (bis einschließlich 17 Jahre) im Haushalt vorgenommen. Das heißt wir unterscheiden zwischen Single- und Paarhaushalten sowie Haushalten mit mehr als zwei Erwachsenen. Zusätzlich wird danach unterschieden, ob Kinder (unter 18 Jahren) im Haushalt leben. Tabelle 2b gibt die zu Grunde ge-

legte Einteilung in sechs Bevölkerungsgruppen sowie die Entwicklung der jeweiligen Bevölkerungsanteile zwischen 1991 und 2007 wider. Demnach sind die Anteile von lediglich zwei der Gruppen deutlich angewachsen. Gruppe 1 (Single-Haushalte) legte um 4,2 Prozentpunkte und Gruppe 3 (Paar-Haushalte ohne Kinder) um 5,3 Punkte zu. Somit lebten im Jahr 2007 mehr als die Hälfte der Bevölkerung entweder in einem Ein-Personen-Haushalt oder in einem Haushalt mit zwei Erwachsenen ohne Kinder. Der Anteil von Personen in Mehr-Personen-Haushalten, insbesondere mit Kindern, ist dagegen rückläufig. Die einzige Ausnahme davon bilden Personen in Alleinerziehenden-Haushalten (Gruppe 2), deren Anteil von 2,8 Prozent um 0,9 Prozentpunkte gestiegen ist.

In einem weiteren Schritt unterteilen wir diese Gruppen weiter nach der Zahl der erwerbstätigen Personen im Haushalt. Dadurch ergeben sich insgesamt 16 Bevölkerungsgruppen (siehe Tab. 2c). Zusätzlich zu den Kriterien der Zahl der Erwachsenen und der Präsenz von Kindern im Haushalt werden die Bevölkerungsgruppen auch danach unterschieden, ob keine, eine oder mehrere Personen im Haushalt einer Erwerbstätigkeit nachgehen. Damit lassen sich Effekte im Zusammenhang mit Veränderungen der Erwerbsbeteiligung erfassen, die mit der Haushaltsformation einhergehen.

## 4 Ergebnisse der empirischen Analyse

Die Ergebnisse der Dekomposition der Entwicklung der Einkommensungleichheit vor und nach Steuern und Transfers sind in den Tab. 3a und 3b für die verschiedenen Gruppeneinteilungen zu entnehmen.<sup>14</sup> Demnach stieg die Einkommensungleichheit ( $I_0$ ) vor Steuern und Transfers im Zeitraum von 1991 bis 2007 im wiedervereinigten Deutschland insgesamt um gut 25 Prozent an, in Westdeutschland waren es 16,3 Prozent, in Ostdeutschland beträgt der Anstieg fast 69,6 Prozent. Nach Steuern und Transfers stieg die Ungleichheit in Gesamtdeutschland um knapp 38 Prozent. In West- und Ostdeutschland um 43 bzw. 38,8 Prozent.

Für die Gruppeneinteilung nach Haushaltsstruktur (Tab. 3a) entfallen vor Steuern und Transfers 15,4 Prozentpunkte der Zunahme der Einkommensungleichheit auf Verschiebungen in der Zusammensetzung der Haushalte (Summanden B und C), was einem Anteil von mehr als 61 Prozent entspricht. Eine Dekompositionsanalyse jeweils separat für West- und Ost-Deutschland kommt zu folgenden Ergebnissen: Im Westen beträgt der Anteil der Summanden B und C gut 73 Prozent, im Osten etwa 50,5 Prozent.

Für die Dekompositionsanalyse der Ungleichheit der verfügbaren Einkommen nach Steuern und Transfers ergeben

<sup>10</sup>Zu 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).

<sup>11</sup>Zu den öffentlichen Transfers zählen Wohngeld, Kindergeld, Leistungen nach dem Bundesausbildungsförderungsgesetz, 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 wurde nach einer modifizierten Berechnungsroutine nach Schwarze (1995) berechnet. Zu den Sozialversicherungsbeiträgen zählen Beiträge zur gesetzlichen Kranken-, Arbeitslosen-, Renten- und Pflegeversicherung (Grabka 2007, S. 42).

<sup>12</sup>Die Einbeziehung eines geschätzten Einkommensvorteils, der dadurch entsteht, ist bei empirischen Untersuchungen von Einkommensverteilungen üblich (Eurostat 2006, S. 26).

<sup>13</sup>Unsere Ergebnisse sind bezüglich der Wahl anderer Skalen robust.

<sup>14</sup>Es sei darauf hingewiesen, dass die Ergebnisse der Dekomposition aus (2) als Prozente bzw. Prozentpunkte dargestellt sind.

**Tab. 2c** Bevölkerungsgruppen nach Haushaltsstruktur und Erwerbsstatus: Definition, Bevölkerungsanteile, Durchschnittseinkommen und Einkommensungleichheit 1991–2007

Nr.	Erwachsene	Kinder	Erwerbstätige	Bevölkerungsanteil 1991 (in %)	Veränderung 1991–2007 (in %-Punkten)	Durchschnittseinkommen 1991 (in Euro)	Veränderung 1991–2007 (in Euro)	Ungleichheit 1991 ( $I_{0,k}$ )	Veränderung 1991–2007 ( $\Delta I_{0,k}$ )
1	1	Nein	0	9,0	1,1	14.102,35	1.718,73	0,125	0,029
2	1	Nein	1	6,7	3,1	21.660,89	48,65	0,135	0,031
3	1	Ja	0	0,7	0,6	8.218,38	834,19	0,132	-0,077
4	1	Ja	1	2,1	0,4	13.726,20	-1.003,54	0,112	-0,032
5	2	Nein	0	9,3	4,0	16.110,03	3.103,29	0,102	0,034
6	2	Nein	1	7,2	1,4	20.820,02	3.177,36	0,104	0,072
7	2	Nein	2	9,4	0,0	25.701,18	3.201,73	0,087	0,029
8	2	Ja	0	0,5	1,2	12.826,74	187,29	0,063	0,065
9	2	Ja	1	13,7	-4,1	15.573,69	2.257,36	0,070	0,023
10	2	Ja	2+	18,5	-3,9	18.723,81	3.474,51	0,070	0,034
11	3+	Nein	0	0,6	0,2	18.819,59	-3.352,69	0,125	0,007
12	3+	Nein	1	3,1	-0,3	19.508,20	359,32	0,079	0,055
13	3+	Nein	2+	11,3	-3,1	22.502,53	1.171,95	0,054	0,033
14	3+	Ja	0	0,0	0,3	11.030,41	157,85	0,020	0,018
15	3+	Ja	1	1,5	0,4	16.383,19	-544,04	0,110	0,007
16	3+	Ja	2+	6,5	-1,2	18.302,44	811,29	0,066	0,003
Gesamt	-	-	-	100,0	0,0	18.816,32	1.782,19	0,105	0,040

**Tab. 3a** Dekomposition der Veränderung der Einkommensungleichheit 1991–2007 (nur Haushaltsstruktur)

Einkommen	Region	Gesamt ( $\Delta I_0$ )	Innerhalb Gruppen (A)	Bevölkerung		Gruppeneinkommen (D)	Anteil Demografie ( $(B + C)/\Delta I_0$ )
				Innerhalb (B)	Zwischen (C)		
Vor Steuern und Transfers	Gesamt	25,027	9,015	14,997	0,380	0,638	61,439
	West	16,284	3,704	11,489	0,417	0,702	73,118
	Ost	69,567	35,308	34,034	1,071	-0,781	50,462
Nach Steuern und Transfers	Gesamt	37,755	29,430	5,394	1,161	1,713	17,363
	West	42,990	34,792	4,413	1,293	2,485	13,274
	Ost	38,801	38,093	4,393	3,736	-6,753	20,951

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen. Ergebnisse für  $\Delta I_0$  und  $(B + C)/\Delta I_0$  in Prozent, für Summanden A bis D in Prozentpunkten

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 an den Veränderungen zwischen 1991 und 2007 beträgt 17,4 Prozent. Ganz offensichtlich berücksichtigt das Steuer- und Transfersystem in Deutschland die Größe und Zusammensetzung der Haushalte und gleicht die Zunahme der Ungleichheit, die auf entsprechende Veränderungen zurückzuführen ist, zu einem großen Teil aus. Betrachtet man Westdeutschland erneut separat zeigt sich, dass der Anteil der Summanden B und C mit 13,3 Prozent beträgt, im Osten 21 Prozent.

Auffällig ist sowohl für Gesamt-, West- als auch Ostdeutschland, dass der Anteil der Summanden B und C für diese Gruppeneinteilung zum überwiegenden Teil dem Summanden B alleine zugerechnet werden kann. Dabei handelt es sich um den Einfluss der Veränderung der Bevölkerungsstruktur bei gegebener Ungleichheit innerhalb der Bevölkerungsgruppen. Dies lässt sich damit erklären, dass diejenigen Bevölkerungsgruppen, die anteilmäßig besonders stark zunehmen (also vor allem Ein- und Zwei-Personen-Haushalte), durch relativ hohe interne Ungleichheit gekennzeichnet sind, so dass deren Zunahme am Anteil der Bevölkerung die Ungleichheit insgesamt sehr deutlich gesteigert hat (siehe Tab. 2b). Die gesellschaftlichen und demografi-

**Tab. 3b** Dekomposition der Veränderung der Einkommensungleichheit 1991–2007 (Haushaltsstruktur und Erwerbstatus)

Einkommen	Region	Gesamt ( $\Delta I_0$ )	Innerhalb Gruppen (A)	Bevölkerung		Gruppen- einkommen (D)	Anteil Demografie ( $(B + C)/\Delta I_0$ )
				Innerhalb (B)	Zwischen (C)		
Vor Steuern und Transfers	Gesamt	25,027	15,973	11,800	7,596	-10,148	77,500
	West	16,284	15,892	7,982	5,542	-12,870	83,052
	Ost	69,567	15,711	28,931	23,860	-0,584	75,885
Nach Steuern und Transfers	Gesamt	37,755	28,917	5,354	3,024	0,560	22,189
	West	42,990	35,679	4,689	2,145	0,564	15,896
	Ost	38,801	44,055	-0,731	7,239	-16,178	16,773

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen. Ergebnisse für  $\Delta I_0$  und  $(B + C)/\Delta I_0$  in Prozent, für Summanden A bis D in Prozentpunkten

schen Trends, die für die Zunahme dieser Bevölkerungsgruppen geführt haben, wurden bereits diskutiert (Trends wie zunehmende Individualisierung, Kinderlosigkeit, zunehmende Alterung). Darüber hinaus trifft für die Bevölkerungsgruppen der Ein- und Zwei-Personen-Haushalte zu, dass ihre interne Ungleichheit im betrachteten Zeitraum von einem relativ hohen Niveau sogar noch weiter angestiegen ist. Über den gesamten Zeitraum liegt das Ungleichheitsmaß beider Gruppen über dem der Gesamtbevölkerung (siehe Tab. 2b). Das bedeutet, dass nicht nur ihr Bevölkerungsanteil gestiegen, sondern auch ihre „innere Struktur“ heterogener geworden ist.

Wie bereits erwähnt, gilt für Single-Haushalte, dass diese nicht nur durch ältere Personen (Rentner, Verwitwete) mit relativ geringem Renteneinkommen gekennzeichnet sind, sondern zunehmend auch durch Personen jüngeren und mittleren Alters, die in ihrer jeweiligen Ausbildungs- oder Erwerbsbiografie unterschiedlich weit fortgeschritten sind und somit über sehr unterschiedlich hohe (Erwerbs-)Einkommen verfügen. Das heißt, dass sie nicht nur eine sehr heterogene Einkommens-, sondern auch eine stark variierende Altersstruktur aufweisen. Dies wird auch deutlich, wenn man sich die Erwerbsbeteiligung von Personen in Single-Haushalten vor Augen führt: Während auf Grund des hohen Rentner-Anteils insgesamt weniger als die Hälfte der Alleinlebenden erwerbstätig sind (bei Frauen sogar weniger als ein Drittel), sind es bei den Singles im Erwerbsalter zwischen 25 und 59 Jahren zwischen 80 und 90 Prozent. Ein weiterer Grund für die überdurchschnittliche Ungleichheit unter den Single-Haushalten ist die fehlende Möglichkeit der Einkommensumverteilung innerhalb des Haushalts. Mehr-Personen-Haushalte sind in der Lage Einkommensschocks einzelner Haushaltsmitglieder abzufedern, da innerhalb des Haushalts bereits eine Umverteilung von Ressourcen stattfindet. Diese können beispielsweise durch Arbeitsplatzverlust, Eintritt in den Ruhestand oder auf Grund von Erwerbsunterbrechung wegen Kindererziehung auftreten. Ein arbeitslos gewordener Partner kann unter Umständen weiterhin vom Einkommen des anderen profitieren. Für Alleinstehende

(und auch für Alleinerziehende) besteht diese Möglichkeit naturgemäß nicht. Sie sind in viel größerem Umfang auf staatliche Umverteilung angewiesen, um ihren Einkommensverlust zu kompensieren. Hierbei zeigt sich jedoch im OECD-Vergleich, dass diese Gruppe in Deutschland nur unterdurchschnittlich gegenüber Einkommensverlusten in Folge von (Langzeit-) Arbeitslosigkeit geschützt ist (vgl. Immervoll 2010).

Weitere Erklärungsansätze sind zu einem Teil der demografischen Entwicklung und zu einem anderen Teil Entwicklungen auf dem Arbeitsmarkt zuzuordnen. Hierbei ist insbesondere die zunehmende Erwerbsbeteiligung von Frauen zu nennen, die nicht zuletzt zur Zunahme von Paar-Haushalten (ohne Kinder) beigetragen haben dürfte. Die Erwerbsbeteiligung von Frauen im Alter zwischen 25 und 59 Jahren in dieser Gruppe ist zwischen 1991 und 2007 von gut 76 auf über 80 Prozent gestiegen (siehe Tab. 2a). Zudem ist das Durchschnittseinkommen dieser Bevölkerungsgruppe im gleichen Zeitraum ausgehend von einem ohnehin recht hohen Niveau noch weiter angestiegen und fällt zum Ende dieser Periode höher aus als das aller anderen Gruppen. Hinsichtlich der Tatsache, dass Paar-Haushalte, in denen beide Partner erwerbstätig sind, gerade in Deutschland einen relativ hohen Status aufweisen (siehe Esping-Andersen 2007), ist es kaum verwunderlich, dass die Ungleichheit in dieser Gruppe zugenommen hat. Hierbei spielt neben der Arbeitsmarkt-Partizipation von Frauen also auch die zunehmende Selektivität der Partnerwahl eine Rolle.

Aus diesem Grund nehmen wir die Berechnungen für die Dekompositionsanalyse für eine differenziertere Gruppeneinteilung vor, die neben der Haushaltsstruktur auch den Erwerbstatus der Haushaltsmitglieder berücksichtigt (siehe Abschn. 3.3). Es zeigt sich, dass der Anteil der demografischen Entwicklungen für diese Gruppeneinteilung deutlich größer ausfällt. Vor Steuern und Transfers entfallen 77,5 Prozent auf die Summanden B und C (West: 83 Prozent, Ost: 75,9 Prozent), nach Steuern und Transfers sind es 22,2 Prozent (West: 15,9 Prozent, Ost: 16,8 Prozent). Ein Grund für den Unterschied zwischen diesen Ergebnissen ist

auf die größere Bedeutung des Summanden C zurückzuführen, auch wenn er geringer ausfällt als Summand B. Das heißt, dass mit dieser Gruppeneinteilung die Auswirkung von Verschiebungen der Bevölkerungsanteile auf die Ungleichheit *zwischen* den Bevölkerungsgruppen eine größere Rolle spielt. Dies ist kaum verwunderlich, da sich Gruppen mit gleicher Haushaltsstruktur aber unterschiedlicher Zahl an Erwerbspersonen im Haushalt sehr deutlich in ihrem gruppenspezifischen Einkommen unterscheiden. Ein besonders prägnantes Beispiel sind Paar-Haushalte ohne Kinder (siehe Tab. 2c): Während dieser Haushaltstyp ohne Erwerbstätige über ein unterdurchschnittliches Einkommen verfügt (vermutlich wegen eines hohen Anteils an Rentnern) liegen die Durchschnittseinkommen der kinderlosen Paarhaushalte deutlich über dem Durchschnitt.

Es zeigt sich also, dass unter Berücksichtigung des Erwerbsverhaltens die relative Bedeutung der demografischen Entwicklung für Gesamtdeutschland um 16,1 (4,8) Prozentpunkte vor (nach) Steuern und Transfers höher ausfällt. Hieraus lässt sich ableiten, dass die Unterschiede zwischen den beiden Gruppeneinteilungen mit verändertem Erwerbsverhalten im Zusammenhang stehen. Hierbei ist jedoch zu berücksichtigen, dass sich diese Effekte in unserer deskriptiven Analyse nicht kausal identifizieren lassen und die Differenz alleine nicht den Effekt des veränderten Erwerbsverhaltens auffängt. Ein Teil dieses Effektes ist bereits in den Ergebnissen für die Gruppeneinteilung nach Haushaltstruktur berücksichtigt, da Haushaltsformation und Erwerbsverhalten nicht unabhängig voneinander zu betrachten sind.

## 5 Fazit

Ziel dieses Beitrags ist es, den Einfluss des kontinuierlichen Rückgangs der durchschnittlichen Haushaltsgröße auf die Entwicklung der Einkommensungleichheit in Deutschland zu quantifizieren. Mit Hilfe einer Zerlegung der Veränderung eines Ungleichheitsmaßes sowie auf Grundlage von Einkommensdaten des SOEP berechnen wir, in welchem Ausmaß die Gesamtveränderung der Einkommensverteilung mit Veränderungen der Bevölkerungsstruktur hinsichtlich der Haushaltsgrößen im Zusammenhang steht.

Es zeigt sich, dass diese im Zeitraum zwischen 1991 und 2007 mit steigender Einkommensungleichheit einhergeht. Ohne den demografischen Trend hin zu immer kleineren Haushalten wäre die Ungleichheit deutlich niedriger als sie sich tatsächlich darstellt. Allerdings gibt es einen markanten Unterschied zwischen der Einkommensverteilung vor Steuern und Transfers und der Einkommensverteilung nach Steuern und Transfers. Während vor Steuern und Transfers fast 80 Prozent des Anstiegs der Ungleichheit mit veränderten Haushaltsstrukturen in Zusammenhang gebracht werden können, gilt dies nur für rund 20 Prozent des Anstiegs der

Ungleichheit von Einkommen nach Steuern und Transfers. Offenbar konnten die entstandenen Fliehkräfte bislang in erheblichem Umfang durch Steuern und Transfers kompensiert werden. Diese Ergebnisse sind vergleichbar mit Studien für die USA (Martin 2006) und das Vereinigte Königreich (Jenkins 1995). Damit können die Ergebnisse der OECD als widerlegt gelten, wonach fast 90 Prozent der Zunahme der Ungleichheit nach Steuern und Transfers auf veränderte Haushaltsstrukturen zurückzuführen seien.

Auch was den residualen Teil der Zunahme der Einkommensungleichheit anbelangt, kann dieser keineswegs allein einer abnehmenden Verhandlungsmacht der Arbeitnehmer zugeschrieben werden. Vielmehr sind hier Veränderungen in der Verteilung des Humankapitals, oder die verstärkte Nutzung von Teilzeitbeschäftigung und atypischen Beschäftigungsverhältnissen zu berücksichtigen. Darüber hinaus beeinflusst auch die zunehmende Ungleichheit bzw. Konzentration der Kapitaleinkünfte die zunehmende Einkommensungleichheit in Deutschland. Als Argument für lohnpolitische Forderungen ist der Befund einer zunehmenden Einkommensungleichheit aktuell daher nur wenig geeignet.

Bei der Interpretation der Ergebnisse ist jedoch zu beachten, dass die vorgestellten Ergebnisse rein deskriptiver Natur sind. Das heißt, dass sich nicht eindeutig schlussfolgern lässt, dass es eine *kausale* Beziehung zwischen sinkender durchschnittlicher Haushaltsgröße und Einkommensungleichheit gibt. Aufgrund der bereits diskutierten Schwierigkeiten bei der Identifikation der einzelnen kausalen Wirkungsmechanismen beschränken sich auch die vergleichbaren Studien für andere Länder auf eine deskriptive Analyse, so dass hier noch zukünftiger Forschungsbedarf besteht.

Die vorliegenden Ergebnisse lassen sich somit auch dahingehend interpretieren, dass dem deutschen Steuer- und Transfersystem Anreize zur Bildung von bestimmten Haushaltsstrukturen inhärent sind.<sup>15</sup> Indem diese den Trend zu kleineren Haushalten verstärken, tragen sie indirekt zu einer zunehmenden Spreizung der verfügbaren Einkommen bei.

## Literatur

- Atkinson, A.B., Bourguignon, F.: Handbook of Income Distribution, Bd. 1. Handbooks in Economics, Bd. 16. Elsevier, Amsterdam (2000)
- Bach, S., Corneo, G., Steiner, V.: From bottom to top: the entire income distribution in Germany, 1992–2003. *Rev. Income Wealth* **55**(2), 303–330 (2009)
- Becker, G.S.: A Treatise on the Family. Harvard University Press, Cambridge (1981)

<sup>15</sup>So besteht beispielsweise für Bezieher von Arbeitslosengeld II der Anreiz, einen eigenen Haushalt und damit eine zusätzliche Bedarfsgemeinschaft zu gründen. Bei separater Haushaltsführung werden statt lediglich eines Anteils der volle Regelsatz sowie die Kosten der Unterkunft gezahlt.

- Bundesregierung: Lebenslagen in Deutschland, Der 3. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung, Berlin (2008)
- Canberra Group: Final Report and Recommendations. Expert Group on Household Income Statistics, Ottawa (2001)
- Esping-Andersen, G.: Sociological explanations of changing income distributions. *Am. Behav. Sci.* **50**(5), 639–658 (2007)
- Eurostat: Comparative EU statistics on income and living conditions: issues and challenges. In: Proceedings of the EU-SILC Conference, Helsinki, 6.–8. November 2006. European Communities, (2006)
- Grabka, M.M.: Codebook for the PEQUIV file 1984–2006. CNEF variables with extended income information for the SOEP. Data documentation 21, DIW Berlin (2007)
- Haisken-DeNew, J.P., Frick, J.R.: Desktop companion to the German Socio-Economic Panel (SOEP), Version 8.0. DIW Berlin (2005)
- Immervoll, H.: Minimum-income benefits in OECD countries: policy design, effectiveness and challenges. OECD social, employment and migration working papers No. 100 (2010)
- Jenkins, S.P.: Accounting for inequality trends: decomposition analysis for the UK, 1971–86. *Economica* **62**, 29–63 (1995)
- Lerman, R.I.: The impact of the changing US family structure on child poverty and income inequality. *Economica* **63**, S119–S139 (1996)
- Martin, M.A.: Family structure and income inequality in families with children, 1976 to 2000. *Demography* **43**(3), 421–445 (2006)
- Mookherjee, D., Shorrocks, A.F.: A decomposition analysis of the trend in UK income inequality. *Econ. J. (Lond.)* **92**, 886–902 (1982)
- OECD: What Are Equivalence Scales? Organisation for Economic Co-Operation and Development, Paris (2005)
- OECD: Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries. Organisation for Economic Co-Operation and Development, Paris (2008)
- Oppenheimer, V.K.: A theory of marriage timing. *Am. J. Sociol.* **94**, 563–591 (1988)
- Peichl, A., Pestel, N., Schneider, H.: Does size matter? The impact of changes in household structure on income distribution in Germany. IZA discussion paper, No. 4770 (2010)
- Schwarze, J.: 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 (1995)
- Sinn, H.-W.: Der bedarfsgewichtete Käse und die neue Armut. *Ifo-Schnelld.* **61**, 14–16 (2008)
- Shorrocks, A.F.: The class of additively decomposable inequality measures. *Econometrica* **48**(3), 613–625 (1980)
- Shorrocks, A.F.: Inequality decomposition by population subgroups. *Econometrica* **52**(6), 1369–1385 (1984)
- Statistisches Bundesamt: Datenreport 2008, Ein Sozialbericht für die Bundesrepublik Deutschland. Wiesbaden (2008a)
- Statistisches Bundesamt: Bevölkerung und Erwerbstätigkeit: Zusammenfassende Übersichten Eheschließungen, Geborene und Gestorbene. Wiesbaden (2008b)
- Statistisches Bundesamt: Mikrozensus 2008, Fachserie 1, Reihe 3, Bevölkerung und Erwerbstätigkeit, Haushalte und Familien. Wiesbaden (2008c)
- Wagner, G.G., Frick, J.R., Schupp, J.: The German Socio-Economic Panel Study (SOEP)—scope, evolution and enhancements. *Schmollers Jahrb. Wirtsch.- Soz.wiss.* **127**(1), 139–169 (2007)
- Andreas Peichl** studierte Volkswirtschaftslehre an der Philipps-Universität Marburg und der Universität zu Köln (Diplom-Volkswirt, Dezember 2004). Von Januar 2005 bis August 2008 war er als wissenschaftlicher Mitarbeiter am Seminar für Finanzwissenschaft (Prof. Dr. C. Fuest) und dem Finanzwissenschaftlichen Forschungsinstitut an der Universität zu Köln tätig und wurde im Mai 2008 promoviert. Im September 2008 wechselte er ans IZA, zunächst als Research Associate und seit Januar 2010 als Senior Research Associate. Zu seinen aktuellen Forschungsschwerpunkten zählen die empirische Finanzwissenschaft und Arbeitsmarktforschung sowie die Analyse von Einkommensverteilungen insbesondere mit Blick auf die Messung von Reichtum. E-Mail: [peichl@iza.org](mailto:peichl@iza.org).
- Nico Pestel** studierte Volkswirtschaftslehre und Politische Wissenschaften an der Universität zu Köln und beendete sein Studium als Diplom-Volkswirt im September 2009. Seit Oktober 2009 ist er am IZA im Rahmen eines Promotionsstipendiums als Resident Research Affiliate tätig. Er promoviert an der Universität zu Köln. Seine Forschungsschwerpunkte liegen im Bereich der Analyse von Einkommensverteilungen, der Arbeitsmarktökonomik sowie der empirischen Finanzwissenschaft. E-Mail: [pestel@iza.org](mailto:pestel@iza.org).
- Hilmar Schneider** studierte Sozialwissenschaften und Volkswirtschaftslehre an der Universität Frankfurt/Main. Im Anschluss an sein sozialwissenschaftliches Diplom arbeitete er von 1983 bis 1987 als wissenschaftlicher Mitarbeiter am Sonderforschungsbereich „Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik“. Nach seiner Promotion zum Dr. rer. pol. war er von 1987 bis 1993 Hochschulassistent am Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der Universität Frankfurt/Main. 1994 übernahm er die Leitung der Abteilung Arbeitsmarkt am Institut für Wirtschaftsforschung Halle. Im Juli 2001 wechselte er als Direktor für Arbeitsmarktpolitik zum IZA. Darüber hinaus ist er seit 2002 Research Affiliate des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW Berlin). Seine Forschungsschwerpunkte umfassen neben der Arbeitsmarktpolitik unter anderem Fragen der Sozialen Sicherung, der Lohnpolitik und der Demografie. E-Mail: [schneider@iza.org](mailto:schneider@iza.org).