

# Rückgang der Einkommensungleichheit stockt

Von Markus M. Grabka und Jan Goebel

Die Ungleichheit der verfügbaren Einkommen in Deutschland ist nach dem Höhepunkt im Jahr 2005 leicht zurückgegangen. Diese Tendenz hat sich jedoch zuletzt – im Jahr 2011 – nicht weiter fortgesetzt. Maßgeblich dafür war die wieder gestiegene Ungleichheit der Markteinkommen und hier unter anderen der Kapitaleinkommen. Neben diesem Befund zeigen die aktualisierten Analysen zur personellen Einkommensverteilung auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP), dass das Armutsrisiko nach einer langen Phase des Anstiegs nicht weiter gewachsen ist. Von sozialpolitisch ebenfalls großer Bedeutung ist die Einkommensmobilität im zeitlichen Verlauf, das heißt der Auf- oder Abstieg einzelner Personengruppen in der Einkommenshierarchie. Hier bestätigen die jüngsten Analysen die Tendenz einer seit der Wiedervereinigung signifikant rückläufigen Einkommensmobilität. So ist die Chance, innerhalb eines Vierjahreszeitraums aus dem Armutsrisiko zu entkommen, in den vergangenen Jahren um zehn Prozentpunkte auf 46 Prozent gesunken.

Mit dieser Studie werden bisherige Untersuchungen des DIW Berlin zur Einkommensungleichheit in Deutschland bis zum Jahr 2011 aktualisiert und um Analysen zur individuellen Einkommensmobilität im Zeitverlauf erweitert.<sup>1</sup> Empirische Grundlage sind die vom DIW Berlin in Zusammenarbeit mit TNS Infratest Sozialforschung erhobenen Daten der Langzeitstudie Sozio-oekonomisches Panel (SOEP).<sup>2</sup> Aufgrund der jährlichen Wiederholungsmessung sind dabei sowohl die Analyse konsistenter Zeitreihen zur Entwicklung der personellen Einkommensverteilung als auch Berechnungen zum individuellen Auf- oder Abstieg innerhalb der Verteilung möglich.<sup>3</sup>

## 2005–2011: Steigende Einkommen ...

Die durchschnittlichen bedarfsgewichteten<sup>4</sup> und inflationsbereinigten Markteinkommen der Personen in privaten Haushalten sind von 1991 bis 1998 im Durchschnitt nahezu unverändert geblieben (Abbildung 1 und Kasten 1). Ende der 90er Jahre stiegen sie im Zug des konjunkturellen Aufschwungs zunächst deutlich an,

<sup>1</sup> Vgl. zuletzt: Grabka, M. M., Goebel, J., Schupp, J. (2012): Höhepunkt der Einkommensungleichheit in Deutschland überschritten? DIW Wochenbericht Nr. 43/2012.

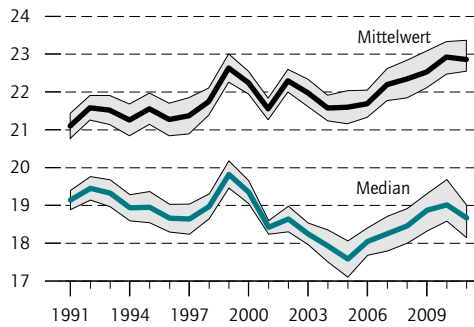
<sup>2</sup> Das SOEP ist eine repräsentative jährliche Wiederholungsbefragung privater Haushalte, die seit 1984 in Westdeutschland und seit 1990 auch in Ostdeutschland durchgeführt wird; vgl. Wagner, G. G., Goebel, J., Krause, P., Pischner, R., Sieber, I. (2008): Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP): Multidisziplinäres Haushaltspanel und Kohortenstudie für Deutschland – Eine Einführung (für neue Datennutzer) mit einem Ausblick (für erfahrene Anwender). ASTA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv 2, Nr. 4, 301–328.

<sup>3</sup> Gemäß den Konventionen des Armuts- und Reichtumsberichts der Bundesregierung (Bundesministerium für Arbeit und Soziales 2013: Lebenslagen in Deutschland.) und den Gutachten des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (zuletzt Jahrgutachten 2012/2013: Stabile Architektur für Europa – Handlungsbedarf im Inland.) wird in diesem Bericht jeweils das Einkommensjahr ausgewiesen. Die Jahreseinkommen werden im SOEP retrospektiv für das vorangegangene Kalenderjahr erhoben, aber mit der Bevölkerungsstruktur des Erhebungszeitpunkts gewichtet. Die hier präsentierten Daten für 2011 sind also in der Befragungswelle 2012 erhoben worden.

<sup>4</sup> Zur Bedarfsgewichtung der Haushaltseinkommen vgl. auch den Begriff „Äquivalenzeinkommen“ im DIW Glossar, [www.diw.de/de/diw\\_01.c.411605.de/presse\\_glossar/diw\\_glossar/aequivalenzeinkommen.html](http://www.diw.de/de/diw_01.c.411605.de/presse_glossar/diw_glossar/aequivalenzeinkommen.html).

Abbildung 1

**Preisbereinigtes Markteinkommen<sup>1</sup>**  
In 1 000 Euro pro Jahr



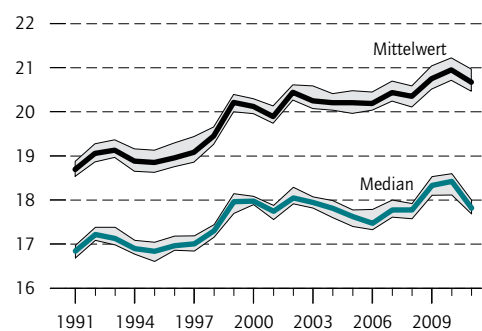
<sup>1</sup> Einkommen von Personen in Privathaushalten in Preisen von 2005. Im Folgejahr erhoben, Markteinkommen einschließlich eines fiktiven Arbeitgeberanteils für Beamte, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala. Graue Fläche = 95-Prozent-Konfidenzbereich.

Quelle: SOEP v29; Berechnungen des DIW Berlin.

© DIW Berlin 2013

Abbildung 2

**Preisbereinigtes verfügbares Einkommen<sup>1</sup>**  
In 1 000 Euro pro Jahr



<sup>1</sup> Einkommen von Personen in Privathaushalten in Preisen von 2005. Im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala. Graue Fläche = 95-Prozent-Konfidenzbereich.

Quellen: SOEP v29; Berechnungen des DIW Berlin.

© DIW Berlin 2013

Kasten 1

**Einkommensarten der privaten Haushalte**

Markteinkommen

- Erwerbseinkommen
- Kapitaleinkommen

- + Renten und Pensionen
- + Staatliche Transferleistungen
- Steuern und Sozialbeiträge

= verfügbares Einkommen

Anmerkungen: Nach den international gebräuchlichen Standards der Einkommensmessung enthalten die Markteinkommen auch empfangene private Transfers, den Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums und private Renten. Bei den Erwerbseinkommen der Beamten sind fiktive Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung berücksichtigt (für eine detaillierte Beschreibung siehe Kasten 2).

gingen dann aber bis 2005 kontinuierlich zurück. Diese Entwicklung dürfte vor allem von der damals hohen Arbeitslosigkeit getrieben worden sein (Kasten 2).

Mit dem seither zu beobachtenden deutlichen Abbau der Arbeitslosigkeit ging eine Trendwende in der Einkommensentwicklung einher. Ab 2005 sind die Markteinkommen der Haushalte deutlich gestiegen, das Niveau von 1999 wurde aber bislang nicht signifikant übertrof-

fen. Der Median des Markteinkommens<sup>5</sup> war im Jahr 2011 noch immer niedriger als 1991. Einer der Gründe für diese Entwicklung liegt im demografischen Wandel der letzten Jahre. So nimmt der Anteil der Personen im Rentenalter in Deutschland seit Jahren zu, und infolgedessen steigt auch der Anteil der Personen, die über keine oder nur geringe Markteinkommen verfügen.<sup>6</sup> Neben demografischen Effekten wirken sich Veränderungen der Löhne und der Kapitaleinkünfte auf die Markteinkommen aus. Die Erhöhung der Tariflöhne blieb 2006 bis 2011 hinter der allgemeinen Preissteigerungsrate zurück.<sup>7</sup>

Bei den verfügbaren Haushaltseinkommen stellt sich die Entwicklung etwas positiver dar (Abbildung 2).<sup>8</sup> Die realen bedarfsgewichteten Haushaltsnettoeinkommen

<sup>5</sup> Der Median der Einkommensverteilung ist der Wert, der die reichere Hälfte der Bevölkerung von der ärmeren trennt. Vgl. auch den Begriff „Medianeinkommen“ im DIW Glossar, [www.diw.de/de/diw\\_01.c.413351.de/presse\\_glossar/diw\\_glossar/medianeinkommen.html](http://www.diw.de/de/diw_01.c.413351.de/presse_glossar/diw_glossar/medianeinkommen.html).

<sup>6</sup> So hat der Anteil der Personen im Alter von 65 und mehr Jahren zwischen 2000 und 2010 von 16,6 Prozent auf 20,6 Prozent zugenommen, vgl. Statistisches Bundesamt (2013): Statistisches Jahrbuch 2013. Wiesbaden.

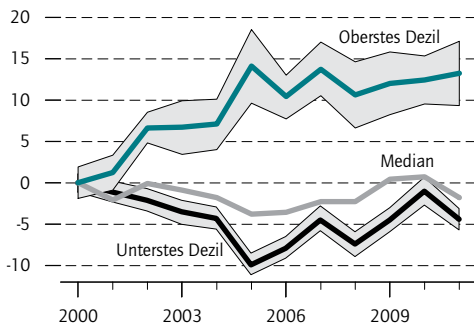
<sup>7</sup> Bispinck, R. (2012): Tarifpolitischer Jahresbericht 2011: Höhere Abschlüsse – Konflikte um Tarifstandards. WSI-Mitteilungen 2/2012, 131-140. Siehe auch Brenke, K., Grabka, M. M. (2011): Schwache Lohnentwicklung im letzten Jahrzehnt. DIW Wochenbericht Nr. 45/2011. Nach der amtlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung lagen indes die effektiven Bruttolöhne je Arbeitnehmer im Jahr 2011 um 9,5 Prozent über dem Wert von 2006. Bei einem zeitgleichen Anstieg der Verbraucherpreise um 8,7 Prozent ergibt sich ein marginaler Reallohnzuwachs. Es ist nicht auszuschließen, dass bei der im nächsten Jahr anstehenden größeren Revision der Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung auch die Lohnangaben korrigiert werden.

<sup>8</sup> Die verfügbaren Haushaltseinkommen bestehen aus den Markteinkommen, gesetzlichen Renten und Pensionen sowie staatlichen Transferleistungen wie Kindergeld, Wohngeld und Arbeitslosengeld, abzüglich direkter Steuern und Sozialabgaben.

Abbildung 3

**Verfügbares Einkommen<sup>1</sup> nach ausgewählten Dezilen**

Veränderung der Mittelwerte gegenüber dem Jahr 2000 in Prozent



1 Einkommen von Personen in Privathaushalten in Preisen von 2005. Im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala. Graue Fläche = 95-Prozent-Konfidenzbereich.

Quellen: SOEP v29; Berechnungen des DIW Berlin.

© DIW Berlin 2013

stiegen in der zweiten Hälfte der 90er Jahre und von 2008 bis 2010 deutlich. Für das Jahr 2011 weisen die Daten zwar auf einen leichten Rückgang hin, dieser liegt aber innerhalb des Fehlerbereichs der Stichprobe und stellt damit keine statistisch signifikante Veränderung dar. Gemessen am arithmetischen Mittelwert stand den privaten Haushalten im Jahr 2011 ein höheres Real-einkommen zur Verfügung als zehn Jahre zuvor. Zieht man indes den Median heran, so ist keine signifikante Veränderung über diesen Zeitraum festzustellen.<sup>9</sup>

Die Diskrepanz in der Entwicklung des arithmetischen Mittelwerts und des Medians deutet darauf hin, dass sich die verfügbaren Haushaltseinkommen in den verschiedenen Bereichen der Einkommenshierarchie unterschiedlich entwickelt haben. Unterteilt man die Bevölkerung in sogenannte Dezile<sup>10</sup> und indexiert das durchschnittliche Einkommen je Dezil auf das Jahr 2000, so ist erkennbar, dass vor allem die Bezieher der höchsten Einkommen (oberstes Dezil) überdurchschnittliche reale Einkommenszuwächse erzielen konnten (Abbildung 3). Diese summieren sich bis 2011 auf etwa 13 Prozent. Auch das achte und neunte Dezil konn-

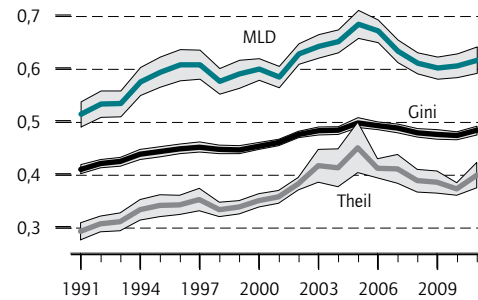
9 Ein Grund für die Stagnation der Realeinkommen ist die schwache Entwicklung der Renten in der Gesetzlichen Rentenversicherung. So fand im Jahr 2010 keinerlei Rentenerhöhung und 2011 nur eine Anhebung um 0,99 Prozent statt. Inflationbereinigt ist es also zu Einkommensverlusten gekommen.

10 Sortiert man die Bevölkerung nach der Höhe des Einkommens und teilt diese in zehn gleich große Gruppen auf, so erhält man Dezile. Das unterste (oberste) Dezil gibt die Einkommenssituation der ärmsten (reichsten) zehn Prozent der Bevölkerung an. Zu beachten ist, dass die Personen über die Zeit hinweg aufgrund von Einkommensmobilität ihre Einkommensposition verändern können und nicht immer demselben Dezil zuzuordnen sind.

Abbildung 4

**Ungleichheit der Markteinkommen<sup>1</sup>**

Koeffizienten<sup>2</sup>



1 Einkommen von Personen in Privathaushalten in Preisen von 2005. Im Folgejahr erhoben, Markteinkommen einschließlich eines fiktiven Arbeitgeberanteils für Beamte, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala. Graue Fläche = 95-Prozent-Konfidenzbereich.

2 Als Ungleichheitsmaße werden hier neben dem Gini-Koeffizienten die mittlere logarithmierte Abweichung (MLD) und der Theil-Index herangezogen. Fälle mit null Einkommen werden bei MLD und Theil-Koeffizient ausgeschlossen.

Quellen: SOEP v29; Berechnungen des DIW Berlin.

© DIW Berlin 2013

te noch leichte Einkommenssteigerungen von drei bis vier Prozent realisieren. Im fünften bis siebten Dezil stagnierten die Einkommen, während für das erste bis vierte Dezil Einkommensrückgänge von bis zu fünf Prozent im Vergleich zum Jahr 2000 zu konstatieren sind. Für die Einkommensverluste in den untersten Einkommensgruppen dürften unter anderem die Ausweitung des Niedriglohnssektors<sup>11</sup> und die schwache Entwicklung der Alterseinkommen von Bedeutung gewesen sein, während beim obersten Dezil vor allem steigende Einkommen aus Kapitalanlagen und aus Selbständigkeit zu den Einkommenssteigerungen führten.<sup>12</sup>

**... bei verringerter Einkommensungleichheit ...**

Ein Standardmaß zur Messung von Einkommensungleichheit ist der Gini-Koeffizient. Er kann Werte zwischen 0 und 1 annehmen.<sup>13</sup> Je höher der Wert, desto stärker ausgeprägt ist die gemessene Ungleichheit. Danach nahm in Deutschland die Ungleichheit der Markteinkommen von der Wiedervereinigung bis 2005 nahezu kontinuierlich – von 0,41 auf 0,5 – zu (Abbildung 4). In

11 Kalina, T., Weinkopf, C. (2013): Niedriglohnbeschäftigung 2011. Weiterhin arbeitet fast ein Viertel der Beschäftigten in Deutschland für einen Niedriglohn. IAQ Report 01-2013, Universität Duisburg Essen; und Brenke, K. (2012): Geringe Stundenlöhne, lange Arbeitszeiten. DIW Wochenbericht Nr. 21/2012.

12 So hat nach der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung der Anteil der Einkommen aus Kapitalanlagen und aus Unternehmertätigkeit am gesamten Volkseinkommen relativ an Bedeutung gewonnen. Diese Einkunftsarten konzentrieren sich aber vor allem beim obersten Dezil der Einkommensbezieher.

13 Vgl. auch den Begriff Gini-Koeffizient im DIW Glossar, [www.diw.de/de/diw\\_01.c.413334.de/presse\\_glossar/diw\\_glossar/gini\\_koeffizient.html](http://www.diw.de/de/diw_01.c.413334.de/presse_glossar/diw_glossar/gini_koeffizient.html).

## Kasten 2

**Definitionen, Methoden und Annahmen bei der Einkommensmessung**

Den in diesem Bericht vorgelegten Auswertungen auf Basis der Haushalts-Längsschnitterhebung Sozio-oekonomisches Panel (SOEP) liegen vor allem jahresbezogene Einkommen zugrunde. Dabei werden im Befragungsjahr ( $t$ ) jeweils für das zurückliegende Kalenderjahr ( $t-1$ ) (Einkommensjahr) alle Einkommenskomponenten, die einen befragten Haushalt als Ganzen betreffen, sowie alle individuellen Bruttoeinkommen der aktuell im Haushalt befragten Personen aufsummiert (Markteinkommen aus der Summe von Kapital- und Erwerbseinkommen einschließlich privater Transfers und privater Renten). Zusätzlich werden Einkommen aus gesetzlichen Renten und Pensionen sowie Sozialtransfers (Sozialhilfe, Wohngeld, Kindergeld, Unterstützungen vom Arbeitsamt und andere) berücksichtigt, und schließlich werden mithilfe einer Simulation der Steuer- und Sozialabgaben Jahresnettoeinkommen errechnet – inklusive einmaliger Sonderzahlungen wie ein 13. und 14. Monatsgehalt, Weihnachtsgeld und Urlaubsgeld. Die Berechnung der jährlichen Belastung durch die Lohn- und Einkommensteuer und der zu entrichtenden Sozialabgaben basiert auf einem Mikrosimulationsmodell<sup>1</sup>, mit dem eine steuerliche Veranlagung unter Berücksichtigung aller vom Einkommensteuergesetz vorgesehenen Einkommensarten sowie von Freibeträgen, Werbungskosten und Sonderausgaben durchgeführt wird. Da aufgrund der Komplexität des deutschen Steuerrechts nicht alle steuerlichen Sonderregelungen mit Hilfe dieses Modells simuliert werden können, ist von einer Unterschätzung der im SOEP gemessenen Einkommensungleichheit auszugehen.

Der internationalen Literatur folgend<sup>2</sup> werden dem Einkommen auch fiktive (Netto-)Einkommensbestandteile aus selbst genutztem Wohneigentum (*Imputed Rent*) zugerechnet. Zusätzlich werden im Folgenden – wie von der EU-Kommission auch für die EU-weite Einkommensverteilungsrechnung auf Basis von EU-SILC vorgeschrieben – auch nicht-monetäre Einkommensanteile aus verbilligt überlassenem Mietwohnraum berücksichtigt (sozialer Wohnungsbau, privat oder arbeitgeberseitig verbilligter Wohnraum, Haushalte ohne Mietzahlung).

Die Einkommenssituation von Haushalten unterschiedlicher Größe und Zusammensetzung wird – internationalen Stan-

dards entsprechend – durch die Umrechnung des gesamten Einkommens eines Haushalts in sogenannte Äquivalenzeinkommen (unter Bedarfsgesichtspunkten modifizierte Pro-Kopf-Einkommen) vergleichbar gemacht. Dazu werden die Haushaltseinkommen unter Verwendung einer von der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) vorgeschlagenen und in Europa allgemein akzeptierten Skala umgerechnet. Jedem Haushaltsmitglied wird das errechnete Äquivalenzeinkommen zugewiesen, unter der Annahme, dass alle Haushaltsmitglieder in gleicher Weise vom gemeinsamen Einkommen profitieren. Dabei erhält der Haushaltsvorstand ein Bedarfsgewicht von 1; weitere erwachsene Personen haben jeweils ein Gewicht von 0,5 und Kinder bis zu 14 Jahren ein Gewicht von 0,3.<sup>3</sup> Unterstellt wird also eine Kostendegression in größeren Haushalten. Das bedeutet, dass beispielsweise für einen Vier-Personen-Haushalt (Eltern sowie ein 16- und 13-jähriges Kind) das Haushaltseinkommen nicht wie bei der Pro-Kopf-Rechnung durch 4 ( $=1+1+1+1$ ) geteilt wird, sondern durch 2,3 ( $=1+0,5+0,5+0,3$ ).

Eine besondere Herausforderung stellt in allen Bevölkerungsumfragen die sachgemäße Berücksichtigung fehlender Angaben einzelner Befragungspersonen dar, insbesondere bei als sensitiv empfundenen Fragen wie solchen nach dem Einkommen. Dabei ist häufig eine Selektion festzustellen, wonach insbesondere Haushalte mit über- beziehungsweise unterdurchschnittlichen Einkommen die Angabe verweigern.

In den hier analysierten Daten des SOEP werden fehlende Angaben im Rahmen aufwendiger, quer- und längsschnittbasierter Imputationsverfahren ersetzt.<sup>4</sup> Dies betrifft auch fehlende Angaben bei vollständiger Verweigerung einzelner Haushaltsmitglieder in ansonsten befragungswilligen Haushalten. In diesen Fällen wird ein mehrstufiges statistisches Verfahren für sechs einzelne Brutto-Einkommenskomponenten (Erwerbseinkommen, Renten sowie Transferleistungen im Falle von Arbeitslosigkeit, Ausbildung/Studium, Mutterschutz/Erziehungsgeld/Elterngeld und private Transfers) angewandt.<sup>5</sup> Dabei werden mit jeder neuen Datenerhebung immer sämtliche fehlenden Werte

<sup>1</sup> Vgl. Schwarze, J. (1995): Simulating German income and social security tax payments using the GSOEP. Cross-national studies in aging. Programme project paper no. 19, Syracuse University, USA.

<sup>2</sup> Siehe hierzu Frick, J. R., Goebel, J., Grabka, M. M. (2007): Assessing the distributional impact of "imputed rent" and "non-cash employee income" in micro-data. In: European Communities (Hrsg.): Comparative EU statistics on Income and Living Conditions: Issues and Challenges. Proceedings of the EU-SILC conference, Helsinki, 6.-8. November 2006, EUROSTAT, 116–142.

<sup>3</sup> Siehe hierzu Buhmann, B., Rainwater, L., Schmaus, G., Smeeding, T. (1998): Equivalence Scales, Well-being, Inequality and Poverty. Review of Income and Wealth 34, 115–142.

<sup>4</sup> Frick, J. R., Grabka, M. M. (2005): Item Non-response on Income Questions in Panel Surveys: Incidence, Imputation and the Impact on Inequality and Mobility. Allgemeines Statistisches Archiv, 89 (1), 49–61.

<sup>5</sup> Frick, J. R., Grabka, M. M., Groh-Samberg, O. (2012): Dealing with incomplete household panel data in inequality research. Sociological Methods and Research, 41 (1), 89–123.

auch rückwirkend neu imputiert, was zu Veränderungen gegenüber früheren Auswertungen führen kann. In der Regel sind diese Veränderungen jedoch geringfügig.

Um methodisch begründete Effekte in der Zeitreihe der errechneten Indikatoren zu vermeiden, wurde die jeweils erste Erhebungswelle der einzelnen SOEP-Stichproben aus den Berechnungen ausgeschlossen. Untersuchungen zeigen, dass es in den ersten beiden Befragungswellen vermehrt zu Anpassungen im Befragungsverhalten kommt, welches nicht auf die unterschiedliche Teilnahmebereitschaft zurückzuführen ist.<sup>6</sup>

Die diesen Analysen zu Grunde liegenden Mikrodaten des SOEP (Version v29 auf Basis der 29. Erhebungswelle im Jahr 2012) ergeben nach Berücksichtigung von Hochrechnungs- und Gewichtungsfaktoren ein repräsentatives Bild der Bevölkerung in Privathaushalten und erlauben somit Rückschlüsse auf die Grundgesamtheit. Die Gewichtungsfaktoren korrigieren Unterschiede im Ziehungsdesign der diversen SOEP-Stichproben sowie im Teilnahmeverhalten der Befragten. Die Anstaltsbevölkerung (zum Beispiel in Altersheimen) bleibt generell unberücksichtigt.

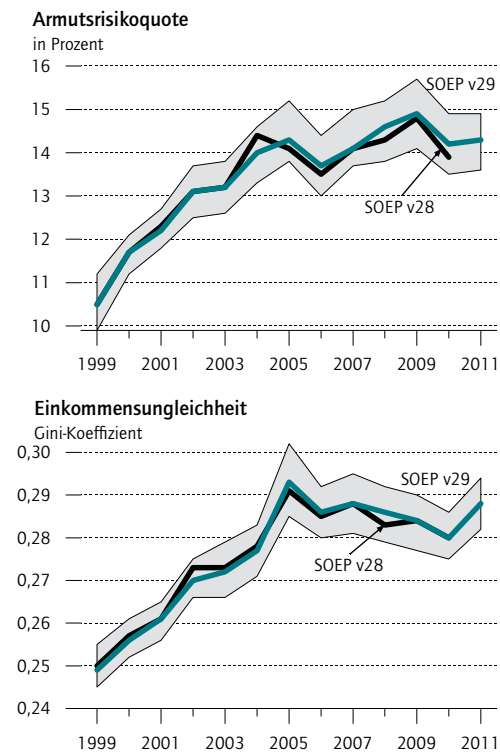
Neben Aktualisierungen im Rahmen einer fortgeschriebenen Imputation fehlender Werte bei den Vorjahreseinkommen wurde auch eine gezielte Revision von Hochrechnungs- und Gewichtungsfaktoren vorgenommen. Um die Kompatibilität mit der amtlichen Statistik zu erhöhen, werden diese Faktoren an aktuell verfügbare Rahmendaten des Mikrozensus der amtlichen Statistik angepasst. Mit der Datenversion SOEPv29 wird für die Teilstichprobe J (erstmalig 2011 erhoben) eine Anpassung an den Mikrozensus<sup>7</sup> im Hinblick auf die Zahl der Haushalte mit Bezug von Arbeitslosengeld II vorgenommen. Zudem wird für alle neu gezogenen Stichproben seit 1998 nun eine geänderte Anpassung der Haushalte mit Ausländern vorgenommen, diese bezieht sich nicht mehr auf den Haus-

<sup>6</sup> Frick, J. R., Goebel, J., Schechtman, E., Wagner, G. G., Yitzhaki, S. (2006): Using Analysis of Gini (ANOGI) for Detecting Whether Two Subsamples Represent the Same Universe. The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) Experience. Sociological Methods Research Mai 2006, vol. 34, no. 4, 427-468, doi: 10.1177/0049124105283109.

<sup>7</sup> Der Mikrozensus ist ebenfalls eine Stichprobenerhebung, die anhand von Eckdaten der amtlichen Bevölkerungsforschreibung hochgerechnet wird. Da die jüngst veröffentlichten Ergebnisse des Zensus zeigen, dass die bisherige Bevölkerungsforschreibung vor allem wegen der lange Zeit unterlassenen Volkszählung unzureichende Ergebnisse liefert, wird das Hochrechnungsschema revidiert werden müssen. Vor allem muss die Einwohnerzahl niedriger angesetzt werden. Eine entsprechende Anpassung wird es dann auch bei der Hochrechnung der SOEP-Daten geben.

Abbildung

**Auswirkung der Datenrevision auf Armutsrisikoquote<sup>1</sup> und Einkommensungleichheit**



<sup>1</sup> Einem Armutsrisiko unterliegen Personen mit weniger als 60 Prozent des Median-Einkommens. Einkommen von Personen in Privathaushalten in Preisen von 2005. Im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala. Graue Fläche = 95-Prozent-Konfidenzbereich.

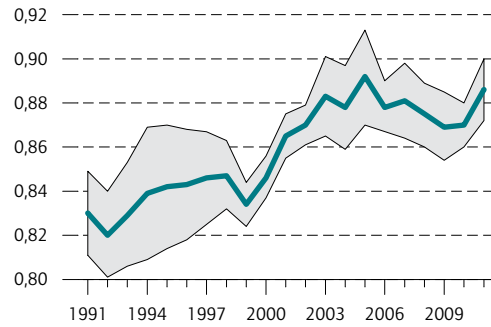
Quellen: SOEP v28 und v29; Berechnungen des DIW Berlin..

© DIW Berlin 2013

haltsvorstand, sondern auf alle Personen des Haushalts. Für die Einkommensjahre 1999 bis 2010 wirkt sich diese Revision nur geringfügig auf die gemessene Einkommensungleichheit und die Armutsrisikoquote aus (Abbildung). Die Ergebnisse weichen nicht statistisch signifikant voneinander ab; sie liegen also innerhalb des ohnehin bei der Interpretation der Ergebnisse zu berücksichtigenden statistischen Zufallsfehlers.

Abbildung 5

**Ungleichheit der Kapitaleinkommen<sup>1</sup>**  
Gini-Koeffizient



<sup>1</sup> Einkommen von Personen in Privathaushalten in Preisen von 2005. Im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala. Graue Fläche = 95-Prozent-Konfidenzbereich.

Quellen: SOEP v29; Berechnungen des DIW Berlin.

© DIW Berlin 2013

den Jahren danach ist die Ungleichheit zurückgegangen, diese Tendenz hat sich aber zuletzt – im Jahr 2011 – nicht weiter fortgesetzt. Alternative Verteilungsmaße aus der Gruppe der sogenannten generalisierten Entropiemaße wie der Theil-Index und die mittlere logarithmierte Abweichung (MLD) – die besonders sensitiv auf Veränderungen am unteren Ende der Einkommenshierarchie reagiert – bestätigen das anhand des Gini-Koeffizienten gezeichnete Bild, auch wenn der MLD-Koeffizient für das Jahr 2011 signifikant unter dem bisherigen Höchstwert von 2005 bleibt. Maßgeblich für den Rückgang der Ungleichheit bei den Markteinkommen seit 2005 dürfte die deutliche Verbesserung der Situation auf dem Arbeitsmarkt gewesen sein.<sup>14</sup>

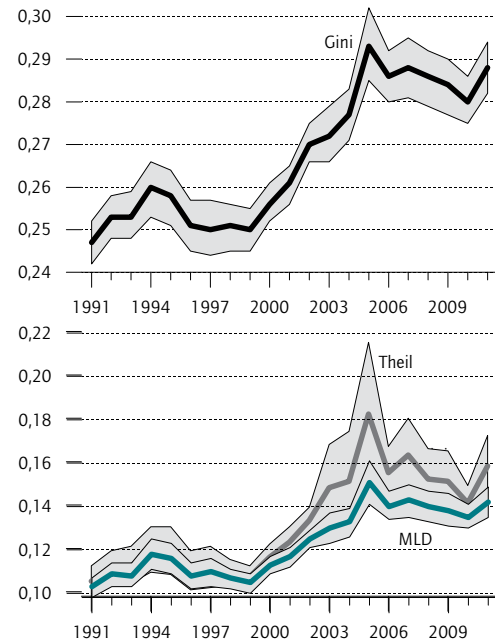
Die wieder leicht erhöhte Ungleichheit der Markteinkommen im Jahr 2011 kann – neben einer steigenden Ungleichheit der Erwerbseinkommen – auch auf die wieder zunehmende Ungleichheit der Kapitaleinkommen zurückgeführt werden. Die Gewinnentnahmen und Dividenden haben erheblich zugenommen, und die Aktienmärkte haben sich seit 2009 deutlich erholt.<sup>15</sup> Der Gini-Koeffizient der Kapitaleinkommen erreichte 2011

<sup>14</sup> So hat die Zahl der Erwerbstätigen von Januar 2005 bis Januar 2012 um 2,6 auf 41,2 Millionen zugenommen, Statistisches Bundesamt 2013: [www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/Indikatoren/Konjunkturindikatoren/Arbeitsmarkt/karb811.html](http://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/Indikatoren/Konjunkturindikatoren/Arbeitsmarkt/karb811.html).

<sup>15</sup> So wies der Deutsche Aktienindex DAX am 6.3.2009 einen Kurs von 3666 Punkten auf, der sich bis zum 2.5.2011 auf 7527 mehr als verdoppelte.

Abbildung 6

**Ungleichheit der verfügbaren Einkommen<sup>1</sup>**  
Koeffizienten<sup>2</sup>



<sup>1</sup> Einkommen von Personen in Privathaushalten in Preisen von 2005. Im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala. Graue Fläche = 95-Prozent-Konfidenzbereich.

<sup>2</sup> Als Ungleichheitsmaße werden hier neben dem Gini-Koeffizienten die mittlere logarithmierte Abweichung (MLD) und der Theil-Index herangezogen. Fälle mit null Einkommen werden bei MLD und Theil-Koeffizient ausgeschlossen.

Quellen: SOEP v29; Berechnungen des DIW Berlin.

© DIW Berlin 2013

fast wieder den bisherigen Höchststand von 2005 (Abbildung 5).

Der Trend steigender Einkommensungleichheit bis 2005 zeigt sich auch beim verfügbaren Haushaltseinkommen (Abbildung 6). So ist der Gini-Koeffizient von knapp 0,25 im Jahr 1991 auf 0,29 im Jahr 2005 gestiegen. Der sich daran anschließende Rückgang bis 2010 war nur bei 90-prozentiger Sicherheit statistisch signifikant, und er ist bereits im Jahr 2011 wieder zum Stillstand gekommen. Als Gründe dafür sind die gleichen Faktoren zu nennen wie bei der Analyse der Markteinkommen. Die zusätzlichen Komponenten des verfügbaren Einkommens (öffentliche Transfers wie Kindergeld und Arbeitslosengeld II, Sozialversicherungsrenten sowie direkte Steuern und Sozialabgaben) konnten den neuerlichen Anstieg der Ungleichheit der Markteinkommen in seiner Wirkung auf die verfügbaren Einkommen kaum abmildern.

Auch wenn der Rückgang der Einkommensungleichheit ab 2006 nicht sehr ausgeprägt war und 2011 ins Stocken geraten ist, erscheint er im internationalen Vergleich

Kasten 3

**Einkommenspolarisierung**

In empirischen Studien wird der Begriff der *Polarisierung* nicht immer klar von dem der Ungleichheit getrennt. Klassische Ungleichheitsindizes messen den Abstand zwischen den Einkommen innerhalb einer Gesellschaft. Polarisation hingegen richtet den Fokus nicht nur auf den Abstand zwischen den Einkommen, sondern auch auf mögliche Gruppierungen dieser Einkommen entlang der Einkommensdimension, also zum Beispiel auf die Anzahl der Personen mit niedrigen oder hohen Einkommen relativ zu den Personenanteilen im mittleren Einkommenssegment.

Grundsätzlich sind also bei der Messung der Einkommenspolarisierung zwei Dimensionen zu unterscheiden, die Homogenität innerhalb der Gruppen und die Heterogenität zwischen den Gruppen. Seit dem Erscheinen des Aufsatzes von Esteban und Ray 1994<sup>1</sup> gibt es Bestrebungen, die beiden Dimensionen der Polarisation in einer einzigen Kennzahl (Index) zusammenzuführen. Grundlegend für diese Indizes ist das Bezugssystem von Identifikation und Entfremdung. Die dahinter liegende Idee ist relativ simpel: Polarisation entsteht durch eine Entfremdung der unterschiedlichen (Einkommens-)Gruppen zueinander und zugleich einer Identifikation der Personen innerhalb einer (Einkommens-)Gruppe.

Polarisierung und wachsende Ungleichheit müssen nicht immer gleichzeitig auftreten. Es kann sogar sein, dass trotz steigender Polarisation eine sinkende Ungleichheit zu beobachten ist. So können sich die Unterschiede innerhalb der jeweiligen Gruppen an den Rändern der Verteilung verringern, die Einkommensabstände zwischen den Gruppen aber wachsen.

<sup>1</sup> Esteban, J.-M., Ray, D. (1994): On the measurement of polarization. *Economica*, 62(4), 819-851.

bemerkenswert: Analysen der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) weisen für die Mehrzahl der Mitgliedsländer eine – gemessen am Gini-Koeffizienten – tendenziell steigende Ungleichheit der verfügbaren Einkommen aus (Abbildung 7). Am auffälligsten ist die Entwicklung in den skandinavischen Ländern und in Frankreich.

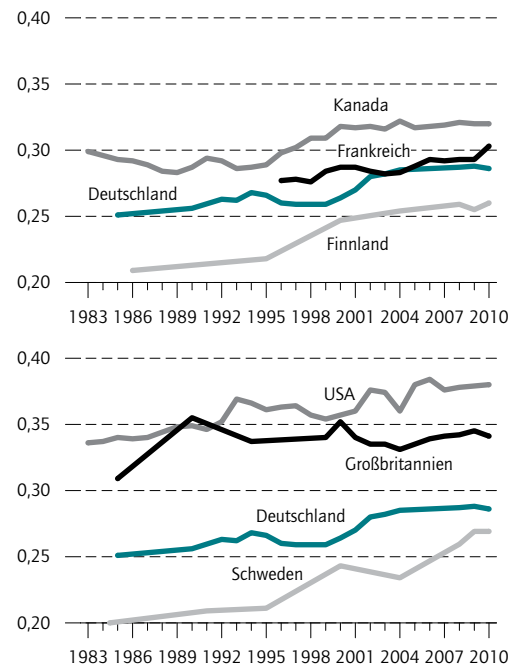
**... aber zunehmender Polarisation der Einkommen**

Das Konzept der Einkommenspolarisierung wurde ursprünglich eingeführt, um das Schrumpfen einer

Abbildung 7

**Ungleichheit des verfügbaren Einkommens in ausgewählten OECD-Ländern**

Gini-Koeffizienten



Quelle: OECD.

© DIW Berlin 2013

mittleren Einkommensschicht zu analysieren (Kasten 3). Mit diesem Konzept lässt sich untersuchen, ob der Abstand zwischen verschiedenen Einkommensschichten über die Zeit hinweg zu- oder abnimmt. Die Polarisation nimmt vor allem dann zu, wenn die Ränder der Einkommensverteilung (Arme und Reiche) an Bedeutung gewinnen und gleichzeitig eine die Einkommensverteilung dominierende Mitte an Gewicht verliert.

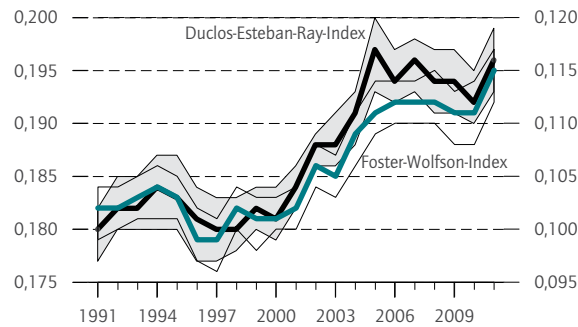
Im Folgenden werden zwei alternative Polarisationsmaße verwendet, die auf Duclos, Esteban und Ray beziehungsweise auf Foster und Wolfson zurückgehen (Abbildung 8).<sup>16</sup> Beide Indizes weisen einen ähnlichen Verlauf wie die Kennziffern zur Messung der Ungleichheit der verfügbaren Haushaltseinkommen auf. In den 90er Jahren stagnierte die Polarisation der Einkommen, um ab der Jahrtausendwende bis 2005 signifikant zuzunehmen. Seitdem verharren beide Indizes auf ho-

<sup>16</sup> Duclos, J.-Y., Esteban, J., Ray, D. (2004): Polarization: Concepts, Measurement, Estimation. *Econometrica*, 72 (6), 1737-1772; und Foster, J. E., Wolfson, M. C. (2010): Polarization and the decline of the middle class: Canada and the U.S. *Journal of Economic Inequality*, 8 (2), 247-273.

Abbildung 8

**Kennziffern zur Polarisierung der verfügbaren Einkommen<sup>1</sup>**

Koeffizienten



1 Einkommen von Personen in Privathaushalten in Preisen von 2005. Im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala. Graue Fläche = 95-Prozent-Konfidenzbereich.

Quellen: SOEP v29; Berechnungen des DIW Berlin.

© DIW Berlin 2013

hem Niveau, wengleich am aktuellen Rand die Polarisierung wieder leicht steigt.<sup>17</sup>

**Armutsrisikoquote stagniert auf hohem Niveau**

Das Konzept der relativen Einkommensarmut definiert eine Person als von Armut<sup>18</sup> bedroht, wenn sie mit weniger als 60 Prozent des mittleren Haushaltsnettoeinkommens der Gesamtbevölkerung (Median) auskommen muss. Im Jahr 2011 lag die Armutsrisikoschwelle auf Basis der SOEP-Stichprobe demnach bei rund 980 Euro pro Monat für einen Einpersonenhaushalt.<sup>19</sup>

Das Armutsrisiko hat sich in den vergangenen Jahren weitgehend parallel zum Verlauf der Einkommensungleichheit und der Einkommenspolarisierung entwickelt (Abbildung 9). Bis Mitte der 90er Jahre lag das Armutsrisiko in Deutschland bei etwa zwölf Prozent – mit einem insgesamt höheren Niveau in Ost- als in Westdeutschland. Richtung Jahrtausendwende ging das Armutsrisiko leicht auf 10,5 Prozent zurück. Seitdem ist es – unter leichten Schwankungen – bis auf ei-

17 Zum Trend zunehmender Polarisierung in Deutschland vgl. Goebel, J., Gornig, M., Häußermann, H. (2010): Polarisierung der Einkommen: Die Mittelschicht verliert. Wochenbericht des DIW Berlin Nr. 24/2010.

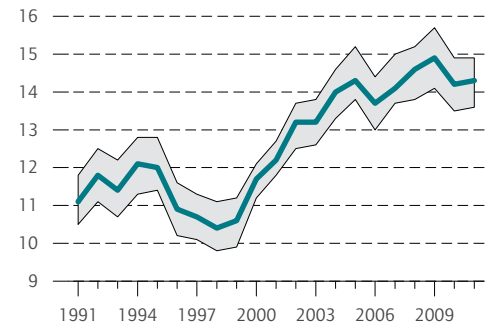
18 Vgl. auch den Begriff „Armut“ im DIW Glossar, [www.diw.de/de/diw\\_01.c.411565.de/presse\\_glossar/diw\\_glossar/armut.html](http://www.diw.de/de/diw_01.c.411565.de/presse_glossar/diw_glossar/armut.html).

19 Im Vergleich zur Sozialberichterstattung des Statistischen Bundesamts auf Basis des Mikrozensus (siehe [www.amtliche-sozialberichterstattung.de](http://www.amtliche-sozialberichterstattung.de)) wird hier eine höhere Armutsrisikoschwelle ausgewiesen, da unter anderem der Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums zur Einkommensmessung herangezogen wird. Vgl. zu weiteren methodischen Unterschieden zur amtlichen Sozialberichterstattung Grabka, M., Goebel, J., Schupp, J. (2012), a.a.O.

Abbildung 9

**Armutsrisikoquote<sup>1</sup>**

In Prozent



1 Einem Armutsrisiko unterliegen Personen mit weniger als 60 Prozent des Median-Einkommens. Einkommen von Personen in Privathaushalten in Preisen von 2005. Im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala. Graue Fläche = 95-Prozent-Konfidenzbereich.

Quellen: SOEP v29; Berechnungen des DIW Berlin.

© DIW Berlin 2013

nen Höchststand von 15 Prozent im Jahr 2009 gestiegen. Eine der Ursachen ist vermutlich die in der damaligen Wirtschaftskrise weit verbreitete Kurzarbeit.<sup>20</sup> In den letzten beiden Untersuchungsjahren (2010 und 2011) ging die Armutsrisikoquote in Deutschland zunächst wieder leicht zurück, stagniert seitdem aber auf hohem Niveau – und liegt unter dem Durchschnitt der Europäischen Union.<sup>21</sup>

**Einkommensmobilität nimmt seit Wiedervereinigung ab**

Aus sozialpolitischer Sicht relevant ist jedoch nicht nur die Entwicklung der Armutsrisikoquote. Denn von nicht minder großer Bedeutung ist die Frage, ob die Niedrigeinkommensbezieher nur kurzfristige Armutsrisikoeinfahrungen machen oder länger im Niedrigeinkommensbereich verbleiben. Zur Beantwortung solcher Fragen werden häufig sogenannte Mobilitätsmatrizen verwendet, mithilfe derer sich die relative Einkommensposition zu Beginn eines Vierjahreszeitraums<sup>22</sup> mit der Einkommensposition am Ende des Zeitraums vergleichen

20 So lag die Zahl der Kurzarbeiter im Jahresdurchschnitt 2009 bei 1,1 Millionen Personen, vgl. Bundesagentur für Arbeit (2012): Der Arbeits- und Ausbildungsmarkt in Deutschland. Mai 2012. Monatsbericht.

21 Vgl. Eurostat (2013): In 2011, 24% of the population were at risk of poverty or social exclusion. Newsrelease 171/2012.

22 Die Verwendung eines Zeitfensters von vier Erhebungswellen entspricht dem Vorgehen zur Bestimmung des vierten so genannten Laeken-Indikators (persistent at-risk-of-poverty rate). Vgl. Guio, A.-C. (2004): The Laeken Indicators: Some Results and Methodological Issues in Accessing and Candidate Countries. Background paper prepared for the workshop "Aligning the EU Social Inclusion Process and the Millennium Development Goals", 26-27.April 2004, Vilnius, Litauen.



Tabelle

**Einkommensmobilität<sup>1</sup>**  
In Prozent des Medians

| Relative Einkommensposition im Ausgangsjahr | Relative Einkommensposition im Endjahr |         |          |           |           |           |       | Bevölkerung in Prozent |
|---|--|---------|----------|-----------|-----------|-----------|-------|------------------------|
|   | 0- <60                                 | 60- <80 | 80- <100 | 100- <120 | 120- <150 | 150- <200 | ≥ 200 |                        |
| <b>1994-1997</b>                            |  |         |          |           |           |           |       |                        |
| 0- <60                                      | 44                                     | 32      | 12       | 4         | 5         | 2         | 0     | 12,1                   |
| 60- <80                                     | 15                                     | 40      | 30       | 11        | 2         | 1         | 0     | 17,8                   |
| 80- <100                                    | 5                                      | 18      | 42       | 24        | 8         | 3         | 1     | 20,1                   |
| 100- <120                                   | 3                                      | 6       | 26       | 35        | 21        | 7         | 2     | 16,6                   |
| 120- <150                                   | 2                                      | 3       | 12       | 22        | 39        | 19        | 4     | 15,8                   |
| 150- <200                                   | 2                                      | 2       | 7        | 8         | 27        | 42        | 12    | 11,0                   |
| ≥ 200                                       | 1                                      | 2       | 2        | 4         | 7         | 26        | 59    | 6,6                    |
| <b>1998-2001</b>                            |  |         |          |           |           |           |       |                        |
| 0- <60                                      | 46                                     | 31      | 12       | 6         | 3         | 2         | 0     | 10,4                   |
| 60- <80                                     | 16                                     | 40      | 28       | 9         | 4         | 2         | 1     | 18,4                   |
| 80- <100                                    | 5                                      | 19      | 39       | 22        | 11        | 4         | 1     | 21,2                   |
| 100- <120                                   | 3                                      | 5       | 20       | 34        | 26        | 9         | 2     | 16,0                   |
| 120- <150                                   | 3                                      | 5       | 9        | 17        | 38        | 23        | 5     | 16,1                   |
| 150- <200                                   | 2                                      | 2       | 3        | 8         | 24        | 43        | 19    | 11,7                   |
| ≥ 200                                       | 1                                      | 1       | 1        | 3         | 7         | 23        | 64    | 6,2                    |
| <b>2004-2007</b>                            |  |         |          |           |           |           |       |                        |
| 0- <60                                      | 54                                     | 26      | 12       | 4         | 3         | 1         | 0     | 14,0                   |
| 60- <80                                     | 21                                     | 46      | 23       | 5         | 4         | 1         | 0     | 16,6                   |
| 80- <100                                    | 9                                      | 25      | 33       | 21        | 10        | 2         | 0     | 19,5                   |
| 100- <120                                   | 3                                      | 8       | 27       | 36        | 20        | 6         | 1     | 16,3                   |
| 120- <150                                   | 2                                      | 4       | 10       | 23        | 40        | 17        | 3     | 15,5                   |
| 150- <200                                   | 2                                      | 1       | 5        | 8         | 24        | 41        | 19    | 11,0                   |
| ≥ 200                                       | 1                                      | 1       | 2        | 2         | 9         | 20        | 65    | 7,3                    |
| <b>2008-2011</b>                            |  |         |          |           |           |           |       |                        |
| 0- <60                                      | 54                                     | 29      | 8        | 5         | 1         | 2         | 0     | 14,5                   |
| 60- <80                                     | 16                                     | 41      | 31       | 8         | 4         | 1         | 0     | 16,8                   |
| 80- <100                                    | 6                                      | 19      | 42       | 21        | 9         | 2         | 1     | 18,6                   |
| 100- <120                                   | 5                                      | 8       | 24       | 33        | 23        | 7         | 1     | 15,7                   |
| 120- <150                                   | 3                                      | 2       | 7        | 21        | 42        | 22        | 3     | 15,2                   |
| 150- <200                                   | 1                                      | 1       | 5        | 8         | 24        | 40        | 21    | 11,3                   |
| ≥ 200                                       | 1                                      | 1       | 3        | 2         | 7         | 20        | 65    | 7,8                    |

<sup>1</sup> Relative Einkommenspositionen basierend auf dem Median der bedarfsgewichteten Haushaltsnettoeinkommen der Gesamtbevölkerung. Einkommen von Personen in Privathaushalten in Preisen von 2005. Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzkala.

Quellen: SOEP v29; Berechnungen des DIW Berlin.

lässt.<sup>23</sup> Die relative Positionierung in der Einkommenshierarchie wird hier in sieben Gruppen unterschieden.<sup>24</sup>

<sup>23</sup> Diese Analysen beziehen sich auf die intragenerationale Mobilität. Aktuelle Befunde zur intergenerationalen Mobilität finden sich zum Beispiel in Schnitzlein, D. D. (2013): Wenig Chancengleichheit in Deutschland: Familienhintergrund prägt eigenen ökonomischen Erfolg. DIW Wochenbericht Nr. 4/2013.

<sup>24</sup> Die erste Gruppe repräsentiert die Personen in relativer Einkommensarmut (weniger als 60 Prozent des Medianeinkommens). Die zweite und dritte Gruppe umfasst Personen unterhalb des mittleren Einkommens (60 bis weniger als 80 Prozent beziehungsweise 80 bis weniger als 100 Prozent des Median). Die obere Hälfte der Einkommenshierarchie wird in vier Gruppen unterteilt (100 bis weniger als 120 Prozent, 120 bis weniger als 150 Prozent, 150 bis weniger als 200 Prozent und 200 Prozent oder mehr des Median). Veränderungen der relativen Einkommensposition innerhalb des betrachteten Zeitraums werden hier vernachlässigt, das heißt, es wird jeweils nur die Einkommensposition des Startjahres mit der des Zieljahres verglichen.

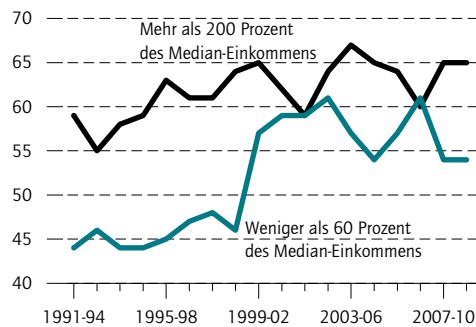
Erkennbar ist, dass die Mobilität an den Rändern der Einkommensverteilung Mitte der 90er Jahre höher war als in den 2000er Jahren. So befanden sich 44 Prozent der im Jahr 1994 einkommensarmen Personen (weniger als 60 Prozent des Medianeinkommens) im Jahr 1997 noch in der gleichen Position (Tabelle).<sup>25</sup> Im Zeitraum von 2008 bis 2011 ist der entsprechende Anteil auf 54 Prozent gestiegen. Auch am oberen Rand der Einkommenshierarchie nahm die Mobilität ab: Personen mit einem Einkommen von 200 Prozent und mehr des Median verblieben zwischen 1994 und 1997 nur zu

<sup>25</sup> Dies entspricht 4,8 Prozent der Gesamtbevölkerung.

Abbildung 10

### Personen, die in ihrer Einkommensgruppe<sup>1</sup> verbleiben

Anteile in Prozent



<sup>1</sup> Einkommen von Personen in Privathaushalten in Preisen von 2005. Im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala. Graue Fläche = 95-Prozent-Konfidenzbereich.

Quellen: SOEP v29; Berechnungen des DIW Berlin.

© DIW Berlin 2013

59 Prozent in ihrer Einkommensklasse, seit 2004 trifft dies bereits auf 65 Prozent zu.

Insgesamt entwickelte sich die Wahrscheinlichkeit, am Ende eines Vierjahreszeitraums zur gleichen Einkommensgruppe zu gehören wie zu Beginn, bei von Armut bedrohten Personen in den 90er Jahren zunächst nahezu konstant (Abbildung 10). Um die Jahrtausendwende stieg sie jedoch sprunghaft an und liegt seitdem bei rund 55 bis 60 Prozent. Bei den Personen der höchsten Einkommensgruppe verläuft die Entwicklung gleichmäßiger; hier nahm die Verharrungsquote auf zuletzt 65 Prozent zu.

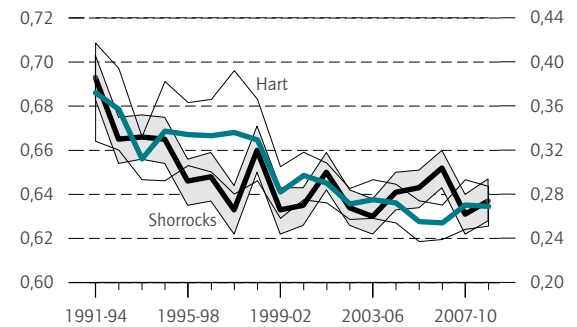
Zwischen den mittleren Einkommensgruppen ist die Mobilität insgesamt deutlich ausgeprägter, da Bewegungen in beide Richtungen möglich sind. Um die Einkommensmobilität aller Gruppen zusammenfassend zu ermitteln, wurden der Shorrocks-Prais-Index<sup>26</sup> und der Hart-Index<sup>27</sup> verwendet. Beide deuten auf eine sig-

<sup>26</sup> Dieser Index fokussiert auf die Konzentration um die Hauptdiagonale und gibt den Anteil der Personen an, die ihre Einkommensgruppe über die Zeit verändern. Vgl. Shorrocks, A. (1978): Income Inequality and Income Mobility. *Journal of Economic Theory*, 19, 376-393. Ein Nachteil dieses Mobilitätsmaßes ist, dass Mobilität innerhalb der verschiedenen Einkommensgruppen nicht gemessen wird, sondern nur bei Überschreiten der Klassengrenzen. Für eine allgemeine Einführung der Messung von (Einkommens-)Mobilität siehe Fields, G. S. (2010): Does income mobility equalize longer-term incomes? *New measures of an old concept. Journal of Economic Inequality* 8, 409-427.

<sup>27</sup> Dieser Index betrachtet die Korrelation der Differenz der logarithmierten Einkommen. Vgl. Hart, P.E. (1981): The Statics and Dynamics of income Distributions: A Survey. In: Klevorick, N. A., Lybeck, J.A., Tieto, C. (Hrsg.): *The Statics and Dynamics of Income*. 108-125.

Abbildung 11

### Einkommensmobilität<sup>1</sup> Indizes



<sup>1</sup> Einkommen von Personen in Privathaushalten in Preisen von 2005. Im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala. Graue Fläche = 95-Prozent-Konfidenzbereich.

Quellen: SOEP v29; Berechnungen des DIW Berlin.

© DIW Berlin 2013

nifikante Abnahme der Einkommensmobilität seit der deutschen Wiedervereinigung in den 90er Jahren hin (Abbildung 11). Seitdem verbleibt sie auf niedrigem Niveau. Insbesondere in Ostdeutschland hat die Einkommensmobilität deutlich abgenommen.<sup>28</sup> Zudem gibt es prägnante Unterschiede in der Einkommensmobilität zwischen Männern und Frauen.<sup>29</sup> Der Befund abnehmender Einkommensmobilität bestätigt sich sowohl bei einer größeren Zahl von Einkommensklassen als auch bei der Berücksichtigung anderer Mobilitätsmaße.<sup>30</sup> Die Ursachen und Mechanismen konnten bislang kaum erforscht werden. Es liegen lediglich Hinweise vor, dass steigende (Lohn-)Ungleichheit mit dem Trend geringerer (Lohn-)Mobilität einhergeht.<sup>31</sup>

## Fazit

Die Ungleichheit der verfügbaren Haushaltseinkommen verharrt insgesamt auf hohem Niveau. Die neuesten Ergebnisse des DIW Berlin auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) zeigen zwar einen Rückgang der Einkommensungleichheit in den Jahren 2006 bis

<sup>28</sup> Vgl. Riphahn, R., Schnitzlein, D. (2011): Wage Mobility in East and West Germany. IZA DP No. 6246.

<sup>29</sup> Vgl. Aretz, B. (2013): Gender differences in German wage mobility. ZEW Discussion paper, 2013-003, Mannheim.

<sup>30</sup> So zum Beispiel bei Verwendung des Shorrocks-Maßes, vgl. Shorrocks, A. (1978), a.a.O.; wie auch bei Verwendung des Average Jump Maßes, vgl. Atkinson, A.B., Bourguignon, F., Morrisson, C. (Hrsg.) (1992): *Empirical studies of earnings mobility*.

<sup>31</sup> Vgl. Buchinsky, M., Hunt, J. (1999): Wage Mobility in the United States. *Review of Economics and Statistics* 81, 351-368.

2010, ausgelöst vor allem durch den Abbau der Arbeitslosigkeit. Der positive Trend in der Entwicklung der Einkommensungleichheit setzte sich jedoch 2011 nicht fort.

Das Armutsrisiko hat nach einer langen Phase des Anstiegs seit 2009 nicht weiter zugenommen. Neben der reinen Betrachtung der Armutsrisikoquote, die im Jahr 2011 bei etwa 14 Prozent lag und damit leicht unter dem Höchststand des Jahres 2009 von 15 Prozent, ist aus sozialpolitischer Sicht auch die Entwicklung der Einkommensmobilität bedeutend. Sie hat seit der deutschen Wiedervereinigung abgenommen, individuelle Auf- und

Abstiege in andere Einkommensgruppen finden also immer weniger statt. Besonders an den Rändern der Einkommenshierarchie bei den ganz niedrigen und den ganz hohen Einkommen sind die Verfestigungstendenzen ausgeprägt. Die Chancen, dem Armutsrisiko und damit einem Einkommen von weniger als 60 Prozent des Medianeinkommens innerhalb eines Vierjahreszeitraums zu entkommen, sind in den vergangenen Jahren auf weniger als 50 Prozent gesunken. Gleichzeitig hat der Anteil der Personen unterhalb der Armutsrisikogrenze zugenommen, sodass auch in absoluten Zahlen mehr Personen im Armutsrisikobereich verbleiben.

**Markus M. Grabka** ist Wissenschaftlicher Mitarbeiter der Infrastruktureinrichtung Sozio-oekonomisches Panel am DIW Berlin | [mgrabka@diw.de](mailto:mgrabka@diw.de)

**Jan Goebel** ist stellvertretender Leiter der Infrastruktureinrichtung Sozio-oekonomisches Panel am DIW Berlin | [jgoebel@diw.de](mailto:jgoebel@diw.de)

### DECLINE IN INCOME INEQUALITY HALTS

---

**Abstract:** New analyses of personal income distribution in Germany, based on data from the German Socio-Economic Panel Study (SOEP), show that the disparity in income distribution decreased in Germany in the period 2006–2010. However, this decline comes to a halt in 2011. The most influential forces for this development in 2011 is the anew increase in inequality of capital and labour income. Along-

side, the relative poverty risk has reached a record high in 2009 with a rate of 15 percent. For the following two years this proportion is still rather high with about 14 percent. More importantly income mobility decreased since reunification in Germany. The chance to escape from relative poverty within a four years period has come down by 10 percentage points to only 46 percent in the last years.

**JEL:** D31, I31, I32

**Keywords:** Income inequality, Income mobility, SOEP



DIW Berlin – Deutsches Institut  
für Wirtschaftsforschung e.V.  
Mohrenstraße 58, 10117 Berlin  
T +49 30 897 89 -0  
F +49 30 897 89 -200  
[www.diw.de](http://www.diw.de)  
80. Jahrgang

#### Herausgeber

Prof. Dr. Pio Baake  
Prof. Dr. Tomaso Duso  
Dr. Ferdinand Fichtner  
Prof. Marcel Fratzscher, Ph.D.  
Prof. Dr. Peter Haan  
Prof. Dr. Claudia Kemfert  
Prof. Karsten Neuhoff, Ph.D.  
Dr. Kati Schindler  
Prof. Dr. Jürgen Schupp  
Prof. Dr. C. Katharina Spieß  
Prof. Dr. Gert G. Wagner

#### Chefredaktion

Sabine Fiedler  
Dr. Kurt Geppert

#### Redaktion

Renate Bogdanovic  
Sebastian Kollmann  
Dr. Richard Ochmann  
Dr. WolfPeter Schill

#### Lektorat

Dr. Frauke Peter  
Karl Brenke

#### Textdokumentation

Manfred Schmidt

#### Pressestelle

Renate Bogdanovic  
Tel. +49-30-89789-249  
[presse@diw.de](mailto:presse@diw.de)

#### Vertrieb

DIW Berlin Leserservice  
Postfach 74, 77649 Offenburg  
[leserservice@diw.de](mailto:leserservice@diw.de)  
Tel. 01806 - 14 00 50 25,  
20 Cent pro Anruf  
ISSN 0012-1304

#### Gestaltung

Edenspiekermann

#### Satz

eScriptum GmbH & Co KG, Berlin

#### Druck

USE gGmbH, Berlin

Nachdruck und sonstige Verbreitung –  
auch auszugsweise – nur mit Quellen-  
angabe und unter Zusendung eines  
Belegexemplars an die Serviceabteilung  
Kommunikation des DIW Berlin  
([kundenservice@diw.de](mailto:kundenservice@diw.de)) zulässig.

Gedruckt auf 100 % Recyclingpapier.