

Einkommensungleichheit und Armutsrisiko



Bericht von Jan Goebel, Markus M. Grabka und Carsten Schröder

Einkommensungleichheit in Deutschland
bleibt weiterhin hoch – junge Alleinlebende und
Berufseinsteiger sind zunehmend von Armut bedroht 571

Interview mit Markus M. Grabka

»Einkommensungleichheit verharrt auf hohem Niveau« 587

Am aktuellen Rand Kommentar von Christian Dreger

Gründung der Asiatischen Infrastrukturbank:
Besser kooperieren statt konkurrieren 588



DIW Berlin – Deutsches Institut
für Wirtschaftsforschung e.V.
Mohrenstraße 58, 10117 Berlin
T +49 30 897 89 -0
F +49 30 897 89 -200
82. Jahrgang
17. Juni 2015

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
Dr. Kati Krähnert
Prof. Dr. Lukas Menkhoff
Prof. Karsten Neuhoff, Ph.D.
Prof. Dr. Jürgen Schupp
Prof. Dr. C. Katharina Spieß
Prof. Dr. Gert G. Wagner

Chefredaktion

Sylvie Ahrens-Urbaneck
Dr. Kurt Geppert

Redaktion

Renate Bogdanovic
Andreas Harasser
Sebastian Kollmann
Marie Kristin Marten
Dr. Wolf-Peter Schill
Dr. Vanessa von Schlippenbach

Lektorat

Dr. Stefan Bach

Pressestelle

Renate Bogdanovic
Tel. +49-30-89789-249
presse@diw.de

Vertrieb

DIW Berlin Leserservice
Postfach 74
77649 Offenburg
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) zulässig.

Gedruckt auf 100 % Recyclingpapier.



Der DIW Wochenbericht wirft einen unabhängigen Blick auf die Wirtschaftsentwicklung in Deutschland und der Welt. Er richtet sich an die Medien sowie an Führungskräfte in Politik, Wirtschaft und Gesellschaft. Wenn Sie sich für ein Abonnement interessieren, können Sie zwischen den folgenden Optionen wählen:

Standard-Abo: 179,90 Euro im Jahr (inkl. MwSt. und Versand).

Studenten-Abo: 49,90 Euro.

Probe-Abo: 14,90 Euro für sechs Hefte.

Bestellungen richten Sie bitte an leserservice@diw.de oder den DIW Berlin Leserservice, Postfach 74, 77649 Offenburg; Tel. (01806) 14 00 50 25, 20 Cent/Anruf aus dem dt. Festnetz, 60 Cent maximal/Anruf aus dem Mobilnetz. Abbestellungen von Abonnements spätestens sechs Wochen vor Laufzeitende

NEWSLETTER DES DIW BERLIN



Der DIW Newsletter liefert Ihnen wöchentlich auf Ihre Interessen zugeschnittene Informationen zu Forschungsergebnissen, Publikationen, Nachrichten und Veranstaltungen des Instituts: Wählen Sie bei der Anmeldung die Themen und Formate aus, die Sie interessieren. Ihre Auswahl können Sie jederzeit ändern, oder den Newsletter abbestellen. Nutzen Sie hierfür bitte den entsprechenden Link am Ende des Newsletters.

>> Hier Newsletter des DIW Berlin abonnieren: www.diw.de/newsletter

RÜCKBLLENDE: IM WOCHENBERICHT VOR 50 JAHREN

„Die Auslandshilfe der Volksrepublik China

Obwohl China selbst ein unterentwickeltes Land ist, gewährte es seit 1950 in steigendem Maße – freilich unter starken Schwankungen – Auslandshilfe an Entwicklungsländer in Asien und Afrika. Nicht jede Zuwendung wird von der chinesischen Nachrichtenagentur bekanntgegeben, und eine Kontrolle der gesamten Leistungen ist nicht mehr möglich, seit es keine Budgetangaben mehr gibt (1960). Aufgrund der Auswertung chinesischer Zeitungen, Zeitschriften und Handbücher sowie einiger anderer Quellen soll versucht werden, ein Bild der chinesischen Hilfsleistungen der letzten 15 Jahre zu zeichnen.

Der Begriff der Auslandshilfe ist in China weiter als er neuerdings von der OECD definiert wird. Er umfaßt den gesamten Handel mit den Entwicklungsländern, d. h. man definiert auch die den Entwicklungsländern eingeräumten Exportmöglichkeiten als Auslandshilfe. In der vorliegenden Untersuchung werden jedoch nur die Kredite für Warenlieferungen und für bestimmte Entwicklungsprojekte, die nicht rückzahlbaren Hilfen (Geschenke), jede Art der technischen Hilfe, sowie die Ausbildungshilfe als Auslandshilfe angesehen.

Von 1950 bis März 1965 hat die Volksrepublik China folgenden Ländern Wirtschaftshilfe *zugesagt*: Albanien, Nord-Korea, Mongolei, Ungarn, Nord-Vietnam sowie Kuba; ferner Afghanistan, Ägypten, Algerien, Burma, Ceylon, Ghana, Guinea, Indonesien, Jemen, Kambodscha, Kenia, Kongo (Brazzaville), Laos, Mali, Nepal, Pakistan, Somalia, Syrien und Tansania.

aus dem Wochenbericht Nr. 26 vom 25. Juni 1965

Einkommensungleichheit in Deutschland bleibt weiterhin hoch – junge Alleinlebende und Berufseinsteiger sind zunehmend von Armut bedroht

Von Jan Goebel, Markus M. Grabka und Carsten Schröder

Das durchschnittliche reale verfügbare Haushaltseinkommen ist nach Berechnungen auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) von 2000 bis 2012 um fünf Prozent gestiegen. Von dieser Entwicklung profitieren aber nur die oberen Einkommensgruppen. Während die realen Einkommen der obersten zehn Prozent um mehr als 15 Prozent stiegen, stagnierten sie in der Mitte der Einkommensverteilung und waren in den unteren Einkommensgruppen sogar rückläufig. Im Ergebnis ist die Ungleichheit der verfügbaren Haushaltseinkommen in Deutschland bis zum Jahr 2005 stark gestiegen und stagniert seitdem auf hohem Niveau.

Parallel dazu hat das Armutsrisiko in Deutschland von 2000 bis 2009 signifikant zugenommen und liegt seither bei rund 14 Prozent. Vor allem für junge Alleinlebende (bis 35 Jahre) ist das Armutsrisiko deutlich gestiegen. Ihre Armutsrisikoquote hat sich seit 2000 um zwölf Prozentpunkte auf knapp 40 Prozent im Jahr 2012 erhöht. Auch Erwerbstätigkeit schützt nicht immer vor Armut: Vor allem Berufseinsteiger (25 bis 35 Jahre) sind zunehmend von Armut bedroht.

Einkommensungleichheit und -armut sind nicht nur sozialpolitisch relevant, sondern auch von großer ökonomischer Bedeutung. Ein jüngst veröffentlichter Bericht der OECD¹ zeigt, dass zunehmende Einkommensungleichheit auch die wirtschaftliche Entwicklung eines Landes beeinträchtigen kann. Nach diesen Simulationsrechnungen hätte das Bruttoinlandsprodukt in den OECD-Ländern von 1970 bis 2010 um knapp fünf Prozentpunkte höher ausfallen können, wenn es im gleichen Zeitraum nicht zu dem beobachteten Anstieg der Einkommensungleichheit gekommen wäre.

Die hier vorliegende Studie aktualisiert bisherige Untersuchungen des DIW Berlin zur personellen Einkommensungleichheit in Deutschland bis zum Jahr 2012 und erweitert sie um Analysen zur relativen Einkommensarmut und materiellen Deprivation (Kasten 1). Diese Analysen der personellen Einkommensverteilung werden um eine funktionale Verteilungsanalyse der Einkommen auf die Produktionsfaktoren (Arbeit und Kapital) ergänzt.² Empirische Grundlage für die personelle Verteilungsanalyse sind die vom DIW Berlin in Zusammenarbeit mit TNS Infratest Sozialforschung erhobenen Daten der Langzeitstudie Sozio-oekonomisches Panel (SOEP).³ Aufgrund der jährlichen Wiederholungsmessung können mit diesen Daten konsistente Zeitreihen zur Entwicklung der personellen Einkommensverteilung analysiert

¹ OECD (2015): In It Together. Why Less Inequality Benefits All. Paris, dx.doi.org/10.1787/9789264235120-en.

² Vgl. zuletzt Grabka, M. M., Goebel, J. (2013): Rückgang der Einkommensungleichheit stockt. DIW Wochenbericht Nr. 46/2013.

³ 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 (2008), Nr. 4, 301–328.

werden.⁴ Die funktionale Einkommensanalyse basiert auf Daten aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Statistischen Bundesamtes.

Arbeitnehmerentgelte entwickeln sich weiterhin schwächer als Unternehmens- und Vermögenseinkommen

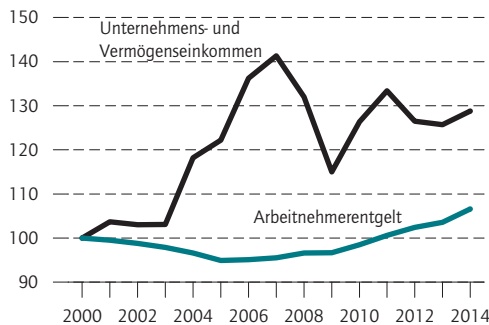
In der funktionalen Einkommensverteilung wird die Entwicklung der beiden zentralen Produktionsfaktoren Arbeit (Arbeitnehmerentgelte) und Kapital (Unternehmens- und Vermögenseinkommen) analysiert. Von 2000 bis 2007 sind die Arbeitnehmerentgelte real um gut fünf Prozent zurückgegangen, während die Unternehmens- und Vermögenseinkommen im selben Zeitraum um mehr als 40 Prozent zugenommen haben (Abbildung 1). Im Zuge der Finanzmarktkrise 2008/09 sind die Unternehmens- und Vermögenseinkommen allerdings deutlich eingebrochen und lagen im Jahr 2014 immer noch 13 Prozentpunkte unter dem Niveau von 2007. Die Arbeitnehmerentgelte haben sich insbesondere seit dem Ende der Finanzkrise positiv entwickelt und lagen im Jahr 2014 6,6 Prozentpunkte über dem Niveau von 2000. Insgesamt sind die realen Vermögens-

⁴ 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 Jahresgutachten 2014/2015: Mehr Vertrauen in Marktprozesse) 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 2012 sind also in der Befragungswelle 2013 erhoben worden.

Abbildung 1

Arbeitnehmerentgelte und Unternehmens- und Vermögenseinkommen

Index 2000 = 100



Quelle: Statistisches Bundesamt 2015; Darstellung des DIW Berlin.

© DIW Berlin 2015

Kasten 1

Ausgewählte alternative Konzepte der Armutsmessung

Das Konzept einer relativen Armutsrisikoschwelle (von derzeit 60 Prozent des Medianeinkommens) wird von verschiedener Seite kritisiert.¹ Ein wesentlicher Kritikpunkt besteht darin, dass eine prozentual gleiche Veränderung aller Einkommen keinen Effekt auf das Armutsrisiko hat: Wenn sich beispielsweise die Einkommen aller Haushalte verdoppeln würden, bliebe das Armutsrisiko davon unberührt.

1. Armutsrisikoquote mit fixierter Armutsrisikoschwelle

Einige Experten schlagen daher vor,² die Armutsrisikoschwelle eines bestimmten Jahres weiterhin relativ zu bestimmen, aber für die Folgejahre preisbereinigt fortzuschreiben. Hinter diesem Ansatz steckt die Idee, dass der Warenkorb, der der Armutsrisikoschwelle entspricht, unverändert bleibt. Steigen die realen Einkommen der unteren Einkommensgruppen, sinkt bei diesem Ansatz die relative Armut. Verwendet man eine solche fixierte Armutsrisikoschwelle,³ wäre das Armutsrisiko Mitte der 2000er Jahre sogar um gut einen Prozentpunkt höher gewesen und seitdem nur leicht gesunken (Abbildung).⁴ Im Jahr 2012 wäre das Armutsrisiko mit fixierter Armutsschwelle rund 0,6 Prozentpunkte geringer gewesen als ohne Fixierung. Dies liegt daran, dass sich das reale Einkommensniveau in den unteren Einkommensgruppen über die Zeit kaum erhöht hat.⁵

2. Materielle Deprivation

Das relative Armutskonzept wird wiederholt kritisiert, da das Alltagsverständnis von Armut eher einem absoluten Bedarfskonzept entspricht. In den vergangenen Jahren hat deshalb vor allem im Rahmen der europäischen Sozialberichterstattung ein alternatives Armutskonzept an Bedeutung gewonnen, das versucht, die materielle Deprivation der Bevölkerung zu messen.⁶

¹ Vgl. Sinn, H.-W. (2008): Der bedarfsgewichtete Käse und die neue Armut. ifo Schnelldienst 10, 14–16.
² Die sogenannte „At-risk-of-poverty rate anchored at a fixed moment in time“ ist einer der von EUROSTAT ausgewiesenen Standardindikatoren zur Beschreibung von Armut und sozialer Ausgrenzung in der EU.
³ Im Folgenden wird die Armutsrisikoschwelle des Jahres 2000 verwendet.
⁴ Der Anstieg des Armutsrisikos mit fixiertem Schwellenwert erklärt sich daraus, dass der Median als Bezugsgröße Mitte der 2000er Jahre gesunken ist (Abbildung 3).
⁵ Dies geht einher mit der in Abbildung 4 dargestellten Spreizung der Einkommen, wonach die Realeinkommen eines Großteils der Bevölkerung seit 2000 stagnieren oder sogar rückläufig sind.
⁶ Vgl. hierzu auch Deckl, S. (2013): Armut und soziale Ausgrenzung in Deutschland und der Europäischen Union. Wirtschaft und Statistik (12), 893–906; sowie Deckl, S. (2013): Einkommen, Armut und Lebensbedingungen in Deutschland und der Europäischen Union. Wirtschaft und

Tabelle

Einzelindikatoren zur Messung von materieller Deprivation¹

In Prozent

	Keine finanziellen Rücklagen	Keine mindestens einwöchige Urlaubsreise	Keine neuen Möbel	Keine Einladung von Freunden zum Essen	Kein Auto im Haushalt	Haus in keinem guten Zustand	Keine gute Wohngegend	Keine warme Mahlzeit alle zwei Tage	Kein Farbfernseher im Haushalt	Anteil der materiell deprivierten Personen	Nachrichtlich: Monatliches Sparen nicht möglich
2001	17,2	18,7	16,8	8,9	6,3	4,3	3,2	1,3	0,2	12,9	36
2003	25,1	23,9	21,2	11,1	6,6	5,5	3,4	1,5	0,2	17,1	41
2005	27,5	26,6	24,5	12,3	7,5	5,4	3,7	2,3	0,2	19,8	40
2007	29,7	28,3	26,2	13,2	7,7	4,8	3,3	2,2	0,3	21,0	41
2011	23,9	22,0	20,7	11,2	5,7	4	2,6	1,4	0,2	15,9	36
2013	24,8	22,4	19,4	10,9	6,8	4,5	2,5	1,2	0,2	16,1	38

¹ Personen in Privathaushalten.

Quellen: Berechnungen des DIW Berlin; SOEPv30.

© DIW Berlin 2015

Nach der Konvention der europäischen Sozialberichterstattung liegt materielle Deprivation dann vor, wenn drei von neun als notwendig erachtete Alltagsgüter aus finanziellen Gründen nicht erworben werden können (Tabelle).⁷

Dies galt 2013 für 16 Prozent aller Haushalte. Von 2000 bis 2007 ist die materielle Deprivation in Deutschland deutlich gestiegen und erst in den letzten Jahren wieder gesunken. Der langjährige Trend der Armutsrisikoquote ist damit bei Verwendung beider Konzepte ähnlich.

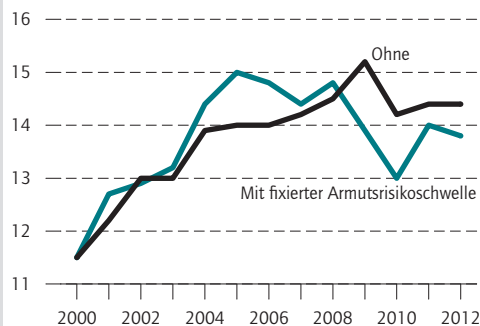
Statistik (3), 212–227. Im Vergleich zum Statistischen Bundesamt weichen die im SOEP verwendeten Items aber inhaltlich voneinander ab, da im SOEP nicht nach dem finanziellen Problem, die Wohnung angemessen heizen zu können, dem Fehlen einer Waschmaschine oder eines Telefons gefragt wird.

7 Ein wesentliches Problem des Konzepts der materiellen Deprivation besteht in der Auswahl der abzufragenden Items und deren Gewichtung. Letztlich handelt es sich um normative Entscheidungen, ob zum Beispiel ein Fernsehgerät als notwendiger Alltagsgegenstand angesehen werden kann und ob dies die gleiche Bedeutung hat, wie zum Beispiel sich eine warme Mahlzeit leisten zu können. Auch nicht materielle Ressourcen wie ein ausreichendes Bildungsniveau werden bei dem Konzept nicht berücksichtigt.

Abbildung

Armutsrisikoquote mit fixierter Armutsrisikoschwelle¹

In Prozent



¹ Personen in Privathaushalten; bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala; Personen mit weniger als 60 Prozent des Median der verfügbaren Einkommen.

Quellen: Berechnungen des DIW Berlin; SOEPv30.

© DIW Berlin 2015

einkommen seit dem Jahr 2000 um etwa 30 Prozentpunkte gestiegen – und damit vier Mal so stark wie die Arbeitnehmerentgelte im selben Zeitraum.

Eine weitere zentrale Kennziffer der funktionalen Verteilungsanalyse ist die Lohnquote.⁵ Diese gibt den Anteil der Arbeitnehmerentgelte am gesamten Volkseinkommen an. Im Jahre 2000 erreichte sie mit 72,1 Prozent für die hier betrachtete Untersuchungsperiode von 2000 bis 2012 ihren Höchststand. Im Zuge der Lohnzurückhaltung in den 2000er Jahren fiel sie bis 2007 auf unter 64 Prozent.⁶ Seitdem ist die Zahl der Erwerbstätigen deutlich gestiegen, so dass sich die Lohnquote – abgesehen von der Finanzmarktkrise – mit 68,1 Prozent im Jahr 2014 wieder etwas stabilisiert hat.

Die Aussagekraft der Entwicklung der oben genannten Komponenten (Arbeitnehmerentgelte, Unternehmens- und Vermögenseinkommen, Lohnquote) ist für personelle Verteilungsanalysen aber begrenzt. Dies liegt zum einen daran, dass Haushalte neben Einkommen aus abhängiger Beschäftigung auch Einkünfte aus Unternehmertätigkeit und Kapitalanlagen erzielen und staatliche Transfers erhalten. Zudem müssen die Haushalte die verschiedenen Einkommensarten versteuern (unter anderem Lohn- und Einkommensteuer), sodass ihnen nur ein Teil der Einkünfte zufließt, der wiederum vom individuellen Durchschnittssteuersatz abhängt. Ferner hängen die Anteile der verschiedenen Einkommensarten von der Höhe des Haushaltseinkommens ab. So ist der Anteil von Transfereinkommen im unteren Bereich der Einkommensverteilung deutlich höher als im oberen Bereich. Umgekehrt verhält es sich beispielsweise mit Kapitaleinkünften oder auch bei den Steuer- und Sozialabgaben einzelner Haushaltsgruppen. Daher werden die Ergebnisse der personellen Einkommensverteilung auf Basis der SOEP-Daten präsentiert.

Hohe Einkommen wachsen deutlich stärker als niedrige

Die durchschnittlichen bedarfsgewichteten⁷ und inflationsbereinigten Markteinkommen⁸ der Personen in privaten Haushalten sind von 2000 bis 2005 leicht zurückgegangen (Abbildung 2), was vor allem mit der hohen Arbeitslosigkeit in Deutschland in diesem Zeitraum erklärt werden kann (zur Definition und Messung von

⁵ Ausgewiesen ist hier die unkorrigierte Lohnquote. Die korrigierte Lohnquote berücksichtigt den Wandel der Erwerbstätigenstruktur.

⁶ Brenke, K., Grabka, M. M. (2011): Schwache Lohnentwicklung im letzten Jahrzehnt. DIW Wochenbericht Nr. 45/2011.

⁷ Vgl. auch den Begriff „Äquivalenzeinkommen“ im DIW Glossar, www.diw.de/de/diw_01.c.411605.de/presse_glossar/diw_glossar/aequivalenzeinkommen.html.

⁸ Die Markteinkommen entsprechen der Summe von Kapital- und Erwerbseinkommen einschließlich privater Transfers und privater Renten.

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 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 u. a.) berücksichtigt, und schließlich werden mithilfe einer Simulation der Steuer- und Sozialabgaben Jahresnettoeinkommen errechnet – dabei werden auch einmalige Sonderzahlungen (13. und 14. Monatsgehalt, Weihnachtsgeld, Urlaubsgeld etc.) berücksichtigt.

Die jährliche Belastung durch die Lohn- und Einkommensteuer und der zu entrichtenden Sozialabgaben basiert auf einem Mikrosimulationsmodell,¹ mit dem eine steuerliche Veranlagung unter Berücksichtigung aller vom Einkommensteuergesetz vorgesehen 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 folgend² 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 Einkommensteile 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 Standards ent-

¹ 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.

² 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.

sprechend – 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 OECD vorgeschlagenen und in Europa allgemein akzeptierten Skala umgerechnet, und jedem Haushaltsmitglied wird das so 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 0,3.³ 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.⁴ 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.⁵ Dabei werden mit jeder neuen Datenerhebung immer sämtliche fehlende Werte auch rückwirkend neu imputiert, da neue Informationen aus Befragungen genutzt werden können, um fehlende Angaben in

den Vorjahren zu imputieren. Dadurch kann es zu Veränderungen gegenüber früheren Auswertungen kommen. 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.⁶

Die diesen Analysen zu Grunde liegenden Mikrodaten des SOEP (Version v30 auf Basis der 30. Erhebungswelle im Jahr 2013) 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 jährlich an jeweils aktuell verfügbare Rahmendaten des Mikrozensus der amtlichen Statistik angepasst. Diese berücksichtigen für das Befragungsjahr 2013 erstmals auch die neuen Informationen zur Bevölkerungsstruktur aus dem Zensus 2011. Diese wurden für das SOEP zunächst auf das Erhebungsjahr 2013 angepasst, da für frühere Jahre noch keine revidierten Angaben des Statistischen Bundesamtes vorliegen.

Mit der künftigen Datenversion SOEPv31 ist mit weiteren Revisionen zu rechnen, da dann erstens revidierte Rahmendaten des Mikrozensus der Jahre 2010 bis 2012 vorliegen. Zweitens wird im SOEP eine große Zusatzstichprobe von Familien in Deutschland (FID) rückwirkend in nutzerfreundlich aufbereitete Datenstrukturen integriert. Dies erfordert ebenfalls eine grundlegende Revision der Gewichtungsvariablen ab 2010 – auch differenziert nach dem Zuwanderungsjahr von Migranten.

3 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.

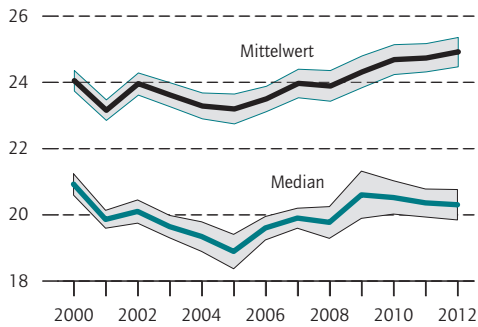
4 Frick, J. R., Grabka, M. M. (2005): Item Non-response on Income Questions in Panel Surveys: Incidence, Imputation and the Impact on Inequality and Mobility. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 89(1), 49–61.

5 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.

6 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* May 2006, 34 (4), 427–468, doi: 10.1177/0049124105283109.

Abbildung 2

Reales Haushaltsmarkteinkommen¹
In 1 000 Euro



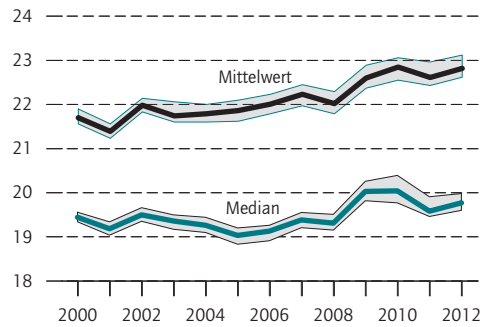
¹ Personen in Privathaushalten; bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben; Markteinkommen inklusive eines fiktiven Arbeitgeberanteils für Beamte; bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala; zusätzlich zu den Werten sind die 95-Prozent-Konfidenzintervalle angegeben.

Quellen: Berechnungen des DIW Berlin; SOEPv30.

© DIW Berlin 2015

Abbildung 3

Reales verfügbares Haushaltseinkommen¹
In 1 000 Euro



¹ Personen in Privathaushalten; reale Einkommen in Preisen von 2010; bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala; zusätzlich zu den Werten sind die 95-Prozent-Konfidenzintervalle angegeben.

Quellen: Berechnungen des DIW Berlin; SOEPv30.

© DIW Berlin 2015

Einkommen siehe Kasten 2). Seither sind sowohl die Beschäftigung als auch die Reallöhne⁹ deutlich gestiegen und haben für eine Trendwende in der personellen Einkommensentwicklung gesorgt. Von 2005 bis 2012 sind die Markteinkommen der Haushalte signifikant um 7,5 Prozent gestiegen. Insgesamt ist das durchschnittliche reale Markteinkommen seit 2000 um rund 1 000 Euro auf ca. 25 000 Euro im Jahr 2012 angestiegen.

Dieser positive Trend gilt allerdings nicht für die mittleren realen Markteinkommen.¹⁰ Das Medianeinkommen sank zwischen 2000 und 2005 von ca. 21 000 Euro pro Jahr auf ca. 18 900 Euro pro Jahr. Trotz eines anschließenden Anstiegs lag es im Jahr 2012 mit 20 300 Euro pro Jahr immer noch unter dem Niveau zur Jahrtausendwende.

Bei den verfügbaren Haushaltseinkommen stellt sich die Entwicklung insgesamt positiver dar (Abbildung 3).¹¹ Gemessen am arithmetischen Mittelwert stand den pri-

vaten Haushalten im Jahr 2012 ein um 1 100 Euro höheres Realeinkommen zur Verfügung als zur Jahrtausendwende. Dies entspricht einem prozentualen Anstieg von etwa fünf Prozent. Zieht man indes den Median heran, fällt dieser Zuwachs mit etwas mehr als 300 Euro (1,7 Prozent) deutlich schwächer aus.¹²

Die positivere Entwicklung der durchschnittlichen im Vergleich zu den mittleren verfügbaren Haushaltseinkommen weist darauf hin, dass nicht alle Einkommensgruppen gleich stark von dieser Entwicklung profitiert haben. Unterteilt man die Einkommensgruppen in sogenannte Dezile¹³ und indexiert das durchschnittliche Einkommen jedes Dezils auf das Jahr 2000 zeigt sich, dass die Einkommenszuwächse im oberen Einkommensbe-

⁹ Der Reallohnindex zeigt einen Anstieg zwischen 2007 und 2013 von 3,4 Prozentpunkten. Dem ging aber eine seit Mitte der 90er Jahre lange Phase von stagnierenden oder sogar rückläufigen Reallöhnen voraus. Vgl. Statistisches Bundesamt 2015: Verdienste und Arbeitskosten. 4. Vierteljahr 2014.

¹⁰ 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.

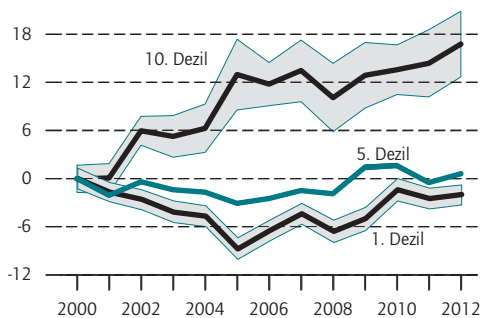
¹¹ Die verfügbaren Haushaltseinkommen bestehen aus den Markteinkommen, gesetzlichen Renten und Pensionen sowie staatlichen Transferleistungen wie Kindergeld, Wohngeld und Arbeitslosengeld, abzüglich direkter Steuern und Sozialabgaben.

¹² Ein Grund für den geringen Zuwachs der Haushaltseinkommen gemessen am Median ergibt sich aus der schwachen Entwicklung der Renten in der Gesetzlichen Rentenversicherung, da diese über die 2000er Jahre nicht an die Inflation angeglichen wurden. So fand im Jahr 2010 keinerlei Rentenerhöhung und 2011 nur eine Anhebung um 0,99 Prozent statt. Inflationsbereinigt ist es also zu Einkommensverlusten gekommen. Betrachtet man die Trends in Ost- und Westdeutschland, so sind die realen Haushaltseinkommen gemessen am Median in beiden Landesteilen seit 2000 um etwa 1,5 Prozent gestiegen. Dabei erreichen die ostdeutschen Haushalte weiterhin ein Niveau von 85 Prozent des westdeutschen Vergleichswerts.

¹³ 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. Deshalb beziehen sich die Aussagen auf die durchschnittlichen Veränderungen der zehn Einkommensgruppen.

Abbildung 4

Verfügbare Haushaltseinkommen¹ nach Einkommensdezilen
Veränderung gegenüber 2000 in Prozent



¹ Personen in Privathaushalten; reale Einkommen in Preisen von 2010, bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala; zusätzlich zu den Werten sind die 95-Prozent-Konfidenzintervalle angegeben.

Quellen: Berechnungen des DIW Berlin; SOEPv30.

© DIW Berlin 2015

reich am höchsten und im unteren am niedrigsten oder negativ waren (Abbildung 4). So ist das verfügbare Realeinkommen der höchsten Einkommensgruppe (oberstes Dezil) zwischen 2000 und 2012 um knapp 17 Prozent angestiegen;¹⁴ das des achten und neunten Dezils um fünf beziehungsweise sieben Prozent. Im fünften Dezil stagnierten die verfügbaren Realeinkommen und in den unteren vier Dezilen sind sie im Vergleich zu 2000 um bis zu vier Prozent zurückgegangen.¹⁵

Für die realen Einkommensverluste in den untersten Einkommensgruppen dürften unter anderem die Ausweitung des Niedriglohnssektors,¹⁶ die unzureichende Anpassung von Sozialleistungen an die Inflation¹⁷ und die schwache Entwicklung der Alterseinkommen verantwortlich sein, während im obersten Dezil vor allem

¹⁴ In den SOEP-Befragungen sind die Top-Einkommensbezieher unterrepräsentiert, sodass die tatsächliche Entwicklung dieser Einkommen hier aller Wahrscheinlichkeit nach unterschätzt wird. Vgl. Bach, S., Giacomo C., Steiner, V. (2009): From bottom to top: The entire income distribution in Germany, 1992-2003. Review of Income and Wealth 55, 303-330.

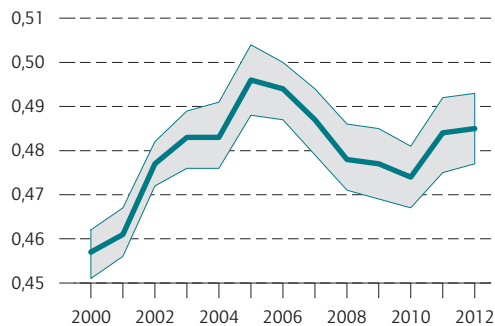
¹⁵ Diese strukturelle Veränderung zeigt sich auch in der Mehrzahl anderer OECD-Länder, siehe OECD (2015), a.a.O.

¹⁶ Kalina, T., Weinkopf, C. (2014): Niedriglohnbeschäftigung 2012 und was ein gesetzlicher Mindestlohn von 8,50 € verändern könnte. IAQ Report 2014-02 Universität Duisburg Essen. Hierbei gibt es aber unterschiedliche Effekte zu beachten, denn erstens kann durch die Ausweitung des Niedriglohnssektors mehr (zusätzliche) Beschäftigung geschaffen werden, andererseits kann es aber auch zu Verdrängungsprozessen kommen, wenn beispielsweise eine Vollzeitstelle in mehrere geringfügige Beschäftigungsverhältnisse umgewandelt wird.

¹⁷ Beispielhaft sei hier das Kindergeld genannt. Zwischen 2010 und 2014 wurde das Kindergeld nicht erhöht, was zu einem realen Wertverlust von mehr als sechs Prozent führte.

Abbildung 5

Ungleichheit der Haushaltseinkommen¹ Gini-Koeffizient



¹ Personen in Privathaushalten; bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben; Markteinkommen inklusive eines fiktiven Arbeitgeberanteils für Beamte; bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala; zusätzlich zu den Werten sind die 95-Prozent-Konfidenzintervalle angegeben.

Quellen: Berechnungen des DIW Berlin; SOEPv30.

© DIW Berlin 2015

steigende Einkommen aus Kapitalanlagen und aus Selbstständigkeit zu den Einkommenssteigerungen führten (Abbildung 1). Zudem kommt der Erwerbsbeteiligung eine besondere Bedeutung zu: Nicht nur steigt der Anteil der Personen, die Erwerbseinkommen beziehen, über die Einkommensdezile. Über die Zeit hat sich auch die Erwerbsbeteiligung in den oberen Einkommensgruppen dynamischer entwickelt. Während die Erwerbsbeteiligung im untersten Dezil zwischen 2005 und 2012 nahezu konstant bei etwa 32 Prozent lag, stieg sie im obersten Dezil nochmals von 69 Prozent auf 74 Prozent.¹⁸ Die zwischenzeitlich hohen Realeinkommensverluste im ersten Dezil von mehr als zehn Prozent im Jahr 2005 haben sich seitdem deutlich reduziert.

Unverändert hohe Ungleichheit der verfügbaren Haushaltseinkommen seit 2005

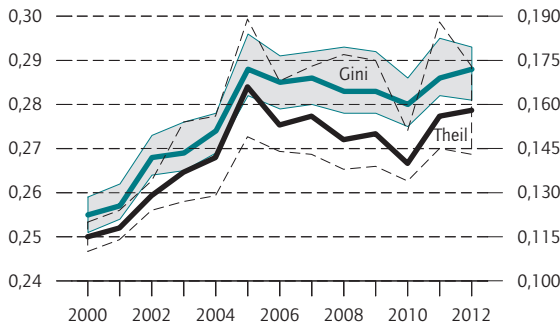
Ein Standardmaß zur Messung von Einkommensungleichheit ist der Gini-Koeffizient. Er kann Werte zwischen 0 und 1 annehmen.¹⁹ Je höher der Wert, desto stärker ausgeprägt ist die gemessene Ungleichheit. Die

¹⁸ Neben Altersarmut dürfte im ersten Dezil vor allem das Problem von Langzeitarbeitslosigkeit ein relevanter Aspekt sein.

¹⁹ 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. Zudem werden zwei Ungleichheitsindikatoren aus der Gruppe der sogenannten Entropiemaße, der Theil-Koeffizient und die Mean-Log-Deviation (MLD), ausgewiesen. Der MLD reagiert dabei besonders auf Veränderungen in der unteren Hälfte der Einkommensverteilung, während der Theil-Koeffizient wie der Gini eher reagibel auf Veränderungen in der Mitte der Verteilung reagiert.

Abbildung 6

Ungleichheit der verfügbaren Haushaltseinkommen
Koeffizienten



1 Personen in Privathaushalten; bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala; zusätzlich zu den Werten sind die 95-Prozent-Konfidenzintervalle angegeben.

Quellen: Berechnungen des DIW Berlin; SOEPv30.

© DIW Berlin 2015

Entwicklung des Gini-Koeffizienten zeigt, dass die Ungleichheit der Markteinkommen zwischen 2000 und 2005 signifikant zugenommen hat und anschließend bis 2010 signifikant zurückging (Abbildung 5). Dieser Rückgang, dürfte vor allem auf die deutliche Verbesserung der Situation auf dem Arbeitsmarkt zurückzuführen sein.²⁰ Seitdem stagniert die gemessene Ungleichheit und liegt etwas unter dem Niveau Mitte der 2000er Jahre.

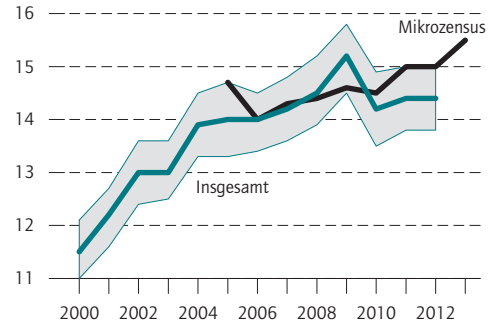
Die Ungleichheit der verfügbaren Haushaltseinkommen hat zwischen 2000 und 2005 genau wie die der Markteinkommen signifikant zugenommen (Abbildung 6). So ist der Gini-Koeffizient von 0,255 im Jahr 2000 auf 0,288 im Jahr 2005 gestiegen. Im Gegensatz zu den Markteinkommen ist die Ungleichheit bei den verfügbaren Einkommen seit 2005 aber nicht rückläufig.²¹ Zudem deuten die letzten beiden Beobachtungsjahre auf einen erneuten Anstieg der Ungleichheit hin, der aber nicht statistisch signifikant ist.

²⁰ So hat sich die Zahl der Erwerbstätigen im Jahresdurchschnitt von 2005 bis 2014 um 3,3 auf 42,6 Millionen erhöht, Statistisches Bundesamt 2015: www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/Indikatoren/Konjunkturindikatoren/Arbeitsmarkt/karb811.html.

²¹ Nur beim Theil-Koeffizienten war der Rückgang statistisch signifikant (Konfidenzintervalls mit 90-prozentiger Sicherheit). Gini- und MLD-Koeffizient (der stärker sensitiv gegenüber Veränderungen in der unteren Hälfte der Verteilung ist) zeigen dagegen keinen signifikanten Rückgang. Vor dem Hintergrund der Finanzmarktkrise und dem größten wirtschaftlichen Einbruch gemessen am Bruttoinlandsprodukt in Deutschland nach dem 2. Weltkrieg ist es als positiv zu werten, dass die Ungleichheit nicht deutlich zugenommen hat. Denn in anderen OECD-Ländern hat im Zuge der Finanzmarktkrise und den sich anschließenden Reformen die Ungleichheit deutlich zugenommen, vgl. OECD (2015), a.a.O.

Abbildung 7

Armutsrisikoquote¹
In Prozent



1 Personen in Privathaushalten; bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala; Personen mit weniger als 60 Prozent des Median der verfügbaren Einkommen; zusätzlich zu den Werten sind die 95-Prozent-Konfidenzintervalle angegeben.

Quellen: Statistisches Bundesamt (2015), Sozialberichterstattung der amtlichen Statistik; Berechnungen des DIW Berlin; SOEPv30.

© DIW Berlin 2015

Armutsrisikoquote stagniert bei rund 14 Prozent

Nachfolgend betrachtet diese Studie Menschen, deren Einkommen unterhalb der Armutsrisikoschwelle liegen, ein Phänomen, das von besonderer sozialpolitischer Bedeutung sind.²² Diese Schwelle ist definiert als 60 Prozent des mittleren Haushaltsnettoeinkommens der Gesamtbevölkerung.²³ Im Jahr 2012 lag diese Schwelle auf Basis der SOEP-Stichprobe für einen Einpersonenhaushalt bei 1029 Euro pro Monat.²⁴

Seit der Jahrtausendwende hat das Armutsrisiko in der Bevölkerung signifikant zugenommen (Abbildung 7). Während im Jahr 2000 rund zwölf Prozent von Ar-

²² Vgl. auch den Begriff „Armut“ im DIW Glossar, www.diw.de/de/diw_01.c.411565.de/presse_glossar/diw_glossar/armut.html.

²³ Die Armutsrisikoschwelle ist eine relative Grenze. Die Kennziffer des sogenannten Armutsrisikos beschreibt den Anteil der Bevölkerung unterhalb der Armutsrisikoschwelle. Im Gegensatz dazu kann von absoluter Armut gesprochen werden, wenn Personen Grundsicherungsleistungen beziehen wie Sozialhilfe oder auch das ALG-II. Hierbei kommt es aber für gewöhnlich zu einer Unterschätzung der Armutpopulation aufgrund von Nichtinanspruchnahme von berechtigten Grundsicherungsleistungen, sogenannte verdeckte Armut, siehe Becker, I. (2015): Der Einfluss verdeckter Armut auf das Grundsicherungs-niveau. Arbeitspapier der Hans-Böckler-Stiftung Nr. 309, Düsseldorf.

²⁴ Im Vergleich zur Sozialberichterstattung des Statistischen Bundesamts auf Basis des Mikrozensus (siehe www.amtliche-sozialberichterstattung.de) wird hier eine höhere Armutsrisikoschwelle ausgewiesen, da wie international üblich auch der Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums zur Einkommensmessung bei der Einkommensberechnung berücksichtigt wird. Vgl. zu weiteren methodischen Unterschieden zur amtlichen Sozialberichterstattung Grabka, M. M., Goebel, J., Schupp, J. (2012), a.a.O.

Tabelle 1

Armutsrisiko¹ nach Altersgruppen

In Prozent

	unter 10 Jahre	10 bis 18 Jahre	18 bis 25 Jahre	25 bis 35 Jahre	35 bis 45 Jahre	45 bis 55 Jahre	55 bis 65 Jahre	65 bis 75 Jahre	75 Jahre und älter	Insgesamt
2000	14,7	15,0	17,7	12,6	8,2	6,9	10,9	11,4	13,2	11,6
2006	15,2	17,2	23,5	17,2	11,0	11,1	12,2	11,7	13,1	14,0
2012	17,0	17,4	21,6	17,8	10,5	10,1	14,1	13,6	14,1	14,4
Differenz 2012 gegenüber 2000	2,3	2,4	3,9	5,3	2,3	3,1	3,2	2,2	0,9	2,8
2000										
mit Erwerbseinkommen	-	-	15,4	9,6	5,6	3,9	4,2	8,6	3,9	7,1
ohne Erwerbseinkommen	-	-	25,3	28,0	27,6	24,2	18,7	11,7	13,4	16,3
2012										
mit Erwerbseinkommen	-	-	17,0	13,2	7,2	5,8	7,5	6,0	3,5	8,9
ohne Erwerbseinkommen	-	-	33,6	46,5	39,4	43,2	32,7	15,2	14,5	21,0

¹ Personen in Privathaushalten; bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala; Personen mit weniger als 60 Prozent des Median der verfügbaren Einkommen.

Quellen: Berechnungen des DIW Berlin; SOEPv30.

mut bedroht waren, ist dieser Anteil bis 2009 auf etwa 15 Prozent gewachsen; dies entspricht einem Zuwachs von mehr als 2,8 Millionen auf 12,25 Millionen betroffene Personen. In den Folgejahren (2010 bis 2012) hat sich das Armutsrisiko bei etwas mehr als 14 Prozent – etwa 11,5 Millionen Personen – eingependelt. Ergebnisse basierend auf dem Mikrozensus des Statistischen Bundesamtes deuten darauf hin, dass sich das Armutsrisiko in jüngster Zeit weiter erhöht hat: Hiernach liegt der Wert für das Jahr 2013 bei 15,5 Prozent.²⁵

Deutliche Unterschiede im Armutsrisiko finden sich zwischen den alten und neuen Bundesländern: Mit 13 Prozent ist die Armutsrisikoquote in Westdeutschland rund sieben Prozentpunkte niedriger als in Ostdeutschland, wo mehr als 20 Prozent der Bevölkerung von Armut bedroht sind. Dies ist vor allem vor dem Hintergrund bemerkenswert, dass sich der Arbeitsmarkt in Ostdeutschland seit 2009 positiv entwickelt hat.²⁶ Eine mögliche Ursache könnte darin liegen, dass von der verbesserten Arbeitsmarktsituation in Ostdeutschland vor allem Haushalte oberhalb der Armutsrisikoschwelle profitieren haben. Tatsächlich zeigt sich (auch in Westdeutschland) ein starker Beschäftigungsanstieg bei Personen im Alter

von 55 bis 65 Jahren. Gerade diese Gruppe weist aber ein unterdurchschnittliches Armutsrisiko auf.²⁷

Armutsrisiko von jungen Erwachsenen am höchsten

17 Prozent der Kinder unter zehn Jahren sind von Armut bedroht. Das höchste Armutsrisiko haben in Deutschland aber junge Erwachsene im Alter von 18 bis 25 Jahren (Tabelle 1). Ihre Armutsrisikoquote lag im Jahr 2012 bei mehr als 21 Prozent. Gut die Hälfte dieser Personengruppe befand sich in einer beruflichen Ausbildung oder im Studium. Dies zeigt, dass auch gesellschaftlich gewünschte Entwicklungen, wie verstärkte Bildungsanstrengungen, sich negativ auf die Armutsstatistiken auswirken können.²⁸

Ebenfalls überdurchschnittlich von Armut bedroht sind Erwachsene im Alter von 25 bis 35 Jahren mit einer Quote von knapp 18 Prozent. Dies ist insofern überraschend, als dass sich diese im erwerbsfähigen Alter befinden und von der guten Arbeitsmarktlage profitieren müssen.

²⁷ Aber auch in Westdeutschland hat die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung im gleichen Zeitraum (12/2010-12/2013) um mehr als 1,7 Millionen Personen (7,7 Prozent) zugenommen, ohne dass das Armutsrisiko nachhaltig gefallen wäre, Bundesagentur für Arbeit 2015: Länderreport über Beschäftigte - Deutschland, Länder, statistik.arbeitsagentur.de/nn_31966/SiteGlobals/Forms/Rubrikensuche/Rubrikensuche_Suchergebnis_Form.html?view=processForm&resourceId=210358&input_=&pageLocale=de&topicId=17362®ion=&year_month=201312&year_month.GROUP=1&search=Suchen.

²⁸ Auszubildende und Studierende sind in der laufenden Querschnittsbetrachtung zumeist arm, wenn sie nicht im elterlichen Haushalt wohnen, im späteren Leben ist das aber nur selten der Fall.

²⁵ Siehe www.amtliche-sozialberichterstattung.de.

²⁶ So ist die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung in Ostdeutschland zwischen Dezember 2009 und Dezember 2013 um 5,4 Prozent gestiegen. Noch bemerkenswerter ist der Rückgang der registrierten Arbeitslosigkeit. Diese ist in Ostdeutschland zwischen Februar 2005 und Juni 2015 um knapp 60 Prozent zurückgegangen. Vgl. IAB (2015): Arbeitsmarkt in Zeitreihen.

Tabelle 2

Armutsrisiko¹ nach Haushaltstyp

In Prozent

	Alleinlebende (jünger als 35 Jahre)	Alleinlebende (35 bis 59 Jahre)	Alleinlebende (60 Jahre und älter)	Paar ohne Kinder	Alleinerziehende mit einem Kind	Alleinerziehende mit 2 und mehr Kindern	Paar mit einem Kind	Paar mit 2 Kindern	Paar mit 3 und mehr Kindern	Sonstige Haushalte
2000	27,1	13,8	20,2	7,0	25,6	44,1	6,4	6,5	15,3	9,2
2006	36,2	19,4	18,4	8,5	32,1	43,2	10,2	6,9	16,5	15,3
2012	39,1	20,9	21,9	8,4	27,3	41,0	6,2	8,5	21,9	12,4
Differenz 2012 gegenüber 2000	12,0	7,1	1,7	1,4	1,7	-3,1	-0,2	2,1	6,6	3,2

¹ Personen in Privathaushalten; bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala; Personen mit weniger als 60 Prozent des Median der verfügbaren Einkommen.

Quellen: Berechnungen des DIW Berlin; SOEPv30.

© DIW Berlin 2015

Tabelle 3

Korrelate des Armutsriskos¹ in Deutschland

	2000, 2006, 2012		2006, 2012	
	Marginaler Effekt	Standardfehler	Marginaler Effekt	Standardfehler
Hauptvariablen				
Geschlecht: Frau	0,2699	0,1035***	0,1595	0,2368
Haushaltstyp (RF: Paar ohne Kinder und unter 65 Jahre)				
Single ≤ 25 Jahre	2,4722	0,3257***	3,4287	0,8313***
Single 26 bis 64 Jahre	1,6702	0,1657***	1,9196	0,4082***
Single 65 u.m. Jahre	-1,1849	0,2975***	-1,8089	0,7294**
Paar 65 u.m. Jahre ohne Kinder	-1,5408	0,2806***	-2,2365	0,7032***
Familie mit Kindern > 16 Jahren	0,2217	0,1948	0,8428	0,4585
Paar mit 1 Kind ≤ 16 Jahren	0,5447	0,2185**	0,4468	0,5682
Paar mit 2 Kindern ≤ 16 Jahren	0,7368	0,2059***	-0,0097	0,5526
Paar mit 3 u.m. Kindern ≤ 16 Jahren	1,5242	0,2298***	0,1600	0,6346
Alleinerziehend	3,0371	0,2236***	2,5166	0,5478***
Sonstige Haushalte	0,2148	0,3311	1,0471	0,8818
Alter des Haushaltsvorstands (RF: unter 25 Jahre)				
26-65 Jahre	-0,9904	0,2129***	-0,7866	0,5470
65 Jahre und mehr	-0,3238	0,2604	-0,5926	0,6281
Erwerbsintensitätsindex (RF: nicht erwerbstätig)				
1-49 %	-0,1401	0,1481	-0,7192	0,3599**
50 %	-1,9832	0,1578***	-2,0587	0,4147***
51-99 %	-3,1751	0,1792***	-4,0161	0,4720***
100 % erwerbstätig	-4,6401	0,2003***	-5,5574	0,4907***
Höchstes Bildungsniveau im Haushalt	-1,1618	0,0835***	-1,3221	0,1910***
Haushalt mit Migranten	0,9396	0,1276***	1,2139	0,3137***
Ostdeutschland	0,7812	0,1086***	1,2338	0,2499***
Gemeindegröße 100 000 Einwohner und mehr	-0,1320	0,0981	-0,1868	0,2337
Schlechter Gesundheitsstatus des Haushaltsvorstands	0,3248	0,1068***	0,1665	0,2596
Wohneigentümer	-1,8091	0,1176***	-1,2304	0,2633***
Pflegebedürftige Person im Haushalt	-0,7084	0,2291***	-0,8262	0,5491
Einkommensjahr (RF: 2000)				
2006	0,0805	0,1782		
2012	0,1775	0,3401	0,0402	0,3714

ten. Denn generell gilt, dass das Armutsrisiko bei Personen, die Erwerbseinkommen erzielen, deutlich unter dem Durchschnitt der Gesamtbevölkerung liegt. Zwar gingen 86 Prozent der 25- bis 35-Jährigen im Jahr 2012 einer Erwerbstätigkeit nach, aber dennoch lag die Armutsrisikoquote dieser Berufseinsteiger bei etwas mehr als 13 Prozent. Ein Grund dafür dürfte der typischerweise zu Beginn des Erwerbslebens geringe Lohn sein, der meist bis mindestens ins zweite Drittel der Erwerbsphase zunimmt.²⁹

29 Ein weiterer Grund kann die Zunahme atypischer Beschäftigungen sein, die bei jungen Erwerbstätigen besonders häufig ist, www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesamtwirtschaftUmwelt/Arbeitsmarkt/Erwerbstaetigkeit/TabellenArbeitskraefteerhebung/AtypKernerwerbErwerbsformZR.html. Jedoch hat auch der Anteil derjenigen, die sich in Ausbildung, Lehre oder Studium befinden, in der Altersgruppe der 25- bis 35-Jährigen seit 2000 um sieben Prozentpunkte auf 16 Prozent deutlich zugenommen.

Bemerkenswert ist zudem, dass das Armutsrisiko von Personen im Alter von 55 bis 65 Jahren seit 2000 um 3,2 Prozentpunkte gestiegen ist. Dies ist insofern überraschend, als sich die Arbeitsmarkteteiligung dieser Altersgruppen seit der Jahrtausendwende außerordentlich – um 20 Prozentpunkte – verbessert hat.³⁰

Dennoch senkt Erwerbstätigkeit typischerweise das Armutsrisiko. Wer im Jahr 2012 kein Erwerbseinkommen erzielte, hatte ein Armutsrisiko von 21 Prozent – fünf

30 Die Erwerbsquote der Älteren (55–65 Jahre) ist seit 2000 von 54 Prozent um 20 Prozentpunkte im Jahr 2012 gestiegen. Dies dürfte vor allem auf die im Zuge der Rentenreformen wegfallenden Anreize für einen vorgezogenen Renteneintritt zurückzuführen sein.

Tabelle 3 Fortsetzung

	2000, 2006, 2012		2006, 2012	
	Marginaler Effekt	Standardfehler	Marginaler Effekt	Standardfehler
Interaktionsvariablen				
Geschlecht: Frau	-0,1181	0,0670	-0,0526	0,1374
Haushaltstyp (RF: Paar ohne Kinder und unter 65 Jahre)				
Single ≤ 25 Jahre	-0,3835	0,2315	-0,8721	0,4981
Single 26 bis 64 Jahre	-0,0646	0,1120	-0,1245	0,2391
Single 65 u.m. Jahre	0,4701	0,2133**	0,7860	0,4455
Paar 65 u.m. Jahre ohne Kinder	0,3559	0,2040	0,7158	0,4303
Familie mit Kindern > 16 Jahren	-0,0175	0,1344	-0,3676	0,2756
Paar mit 1 Kind ≤ 16 Jahren	-0,3328	0,1507**	-0,2815	0,3326
Paar mit 2 Kindern ≤ 16 Jahren	-0,1507	0,1383	0,2915	0,3168
Paar mit 3 u.m. Kindern ≤ 16 Jahren	-0,1088	0,1545	0,6969	0,3631
Alleinerziehend	-0,3352	0,1519**	0,0735	0,3227
Sonstige Haushalte	0,0459	0,2074	-0,3726	0,4884
Alter des Haushaltsvorstands (RF: unter 25 Jahre)				
26–65 Jahre	0,0660	0,1477	-0,1029	0,3235
65 Jahre und mehr	-0,2183	0,1892	-0,1213	0,3889
Erwerbsintensitätsindex (RF: nicht erwerbstätig)				
1–49 %	0,2076	0,1060**	0,5599	0,2206**
50 %	0,3324	0,1141***	0,3186	0,2539
51–99 %	0,4002	0,1245***	0,7762	0,2777***
100 % erwerbstätig	0,4519	0,1329***	0,8068	0,2833***
Höchstes Bildungsniveau im Haushalt	-0,0211	0,0515	0,0114	0,1075
Haushalt mit Migrantinnen	-0,1608	0,0814**	-0,2718	0,1779
Ostdeutschland	0,1333	0,0724	-0,0762	0,1470
Gemeindegröße 100 000 Einwohner und mehr	-0,0323	0,0649	-0,0119	0,1363
Schlechter Gesundheitsstatus des Haushaltsvorstands	0,0373	0,0736	0,1531	0,1546
Wohneigentümer	-0,1872	0,0770**	-0,6214	0,1579***
Pflegebedürftige Person im Haushalt	0,2501	0,1547	0,3063	0,3230
Zahl der Beobachtungen		36 684		25 068
Pseudo R ²		0,3429		0,3333

* signifikant bei < 10 %, ** signifikant bei < 5 %, *** signifikant bei < 1 %.

1 Personen mit weniger als 60 Prozent des Median der verfügbaren Einkommen, bedarfsgewichtet je Person in privaten Haushalten.

Quelle: SOEPv30; Berechnungen des DIW Berlin; gepoolte Informationen der Einkommensjahre 2000, 2006 und 2012.

Kasten 3

Einfluss einer neuen Zusatzstichprobe von Migranten

Seit dem Jahr 2010 ist der Wanderungssaldo in Deutschland positiv; die Zahl der Zugezogenen übersteigt also die der Fortgezogenen (Abbildung). Besonders zu Beginn der 90er Jahre nach dem Mauerfall kamen viele Zuwanderer nach Deutschland. Ab Mitte der 90er Jahre ging deren Zahl deutlich zurück, erst seit 2010 entscheiden sich wieder deutlich mehr Migranten, nach Deutschland zu kommen. Infolge der EU-Osterweiterung hat sich in den letzten zehn Jahren auch die Zusammensetzung der Zuwanderer verändert. Panelstudien wie das

SOEP stehen weltweit vor der Herausforderung, dass Migration nur dann adäquat im Design der Studie berücksichtigt werden kann, wenn die Zugezogenen in bereits befragungsbereite Haushalte ziehen (zum Beispiel bei Familienzusammenführung), oder wenn Zusatzstichproben gezogen werden, um neu zugezogene Migranten zu befragen und die bestehenden Stichproben zu ergänzen. Im Jahre 2013 wurde in Kooperation mit dem Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) im SOEP nach 1994/95 erneut eine solche Zusatzstichprobe gezogen, um den gestiegenen Zuwanderungszahlen gerecht zu werden.¹ Insgesamt wurden somit im Jahr 2013 zusätzlich 4964 Migranten mit 2 481 Kindern aus rund 2 700 Privathaushalten befragt. Für die in diesem Bericht präsentierten Analysen der Einkommensniveaus und der Ungleichheit wurde auf diese neue Zusatzstichprobe verzichtet, weil Personen in einer Erstbefragung oft nicht alle Fragen beantworten. Das liegt unter anderem daran, dass die Befragten weder mit dem Inhalt der Studie noch mit dem Interviewer vertraut sind. Ab der zweiten Erhebungswelle reduzieren sich diese befragungsmethodischen Probleme, so dass die Zusatzstichproben im SOEP auch bei Trendanalysen zum Einkommen verwendet werden (Kasten 2).

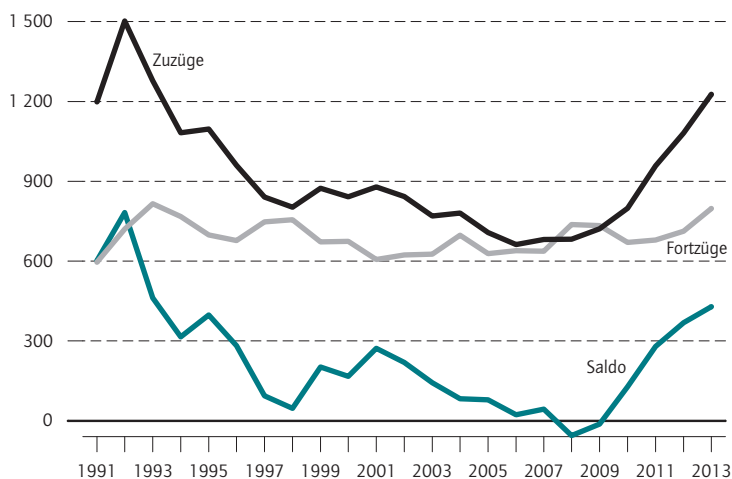
Erste Analysen der neuen Teilstichprobe des SOEP bestätigen die Vermutung, dass die neu befragten Migranten ein – im Vergleich zur Gesamtbevölkerung – unterdurchschnittliches Einkommen haben (Tabelle). Wenn diese Zusatzstichprobe bei den vorgenommenen Analysen mitberücksichtigt wird, reduziert sich der Median der verfügbaren Haushaltseinkommen in der Gesamtbevölkerung um etwa 1,1 Prozent. Beim Mittelwert

¹ In der Vergangenheit gab es im SOEP bereits seit Beginn der Studie eine große Zusatzstichprobe, in der speziell Migranten befragt wurden. Im Jahr 1994/95 erfolgte eine spezielle Stichprobe, um insbesondere den Zuzug der Aussiedler im SOEP adäquat nachbilden zu können. Daneben wurden in den letzten Jahren auch Zufallsstichproben gezogen, in denen versucht wurde, Haushalte mit ausländischen Namen überdurchschnittlich oft in die Befragung aufzunehmen, um dem Phänomen der Migration gerecht zu werden.

Abbildung

Wanderungen¹ zwischen Deutschland und dem Ausland

In 1 000 Personen



¹ Die den Wanderungsdaten zugrunde liegenden Meldungen der Meldebehörden enthalten zahlreiche Melderegisterbereinigungen (2008, 2009, 2010), die infolge der Einführung der persönlichen Steuer-Identifikationsnummer durchgeführt worden sind. Die Ergebnisse sind mit dem jeweiligen Vorjahr nur eingeschränkt vergleichbar.

Quelle: Statistisches Bundesamt.

© DIW Berlin 2015

Prozentpunkte mehr als im Jahr 2000.³¹ Für Erwerbstätige lag das Armutsrisiko im Jahr 2012 bei knapp neun Prozent. Aber: Nicht jede Beschäftigung – gerade im Niedriglohnbereich – schützt vor Armut. Neben

³¹ So hat die Zahl der sogenannten Nichtleistungsempfänger in der Arbeitslosenversicherung an Bedeutung gewonnen. Im Jahr 2013 waren von den 969 598 Arbeitslosen in der gesetzlichen Arbeitslosenversicherung 234 692 ohne Leistungsbezug – dies entspricht einem Anteil von einem Viertel, DGB 2014: Arbeitsmarkt aktuell Nr. 4 Juli 2014. Nichtleistungsempfänger sind arbeitslos gemeldete Personen, die aber weder Anspruch auf Arbeitslosengeld I noch auf Arbeitslosengeld II haben.

Stundenlohn und geleisteter Arbeitszeit hängt es auch von der Haushaltskonstellation ab, ob das Einkommen ausreicht, die Armutsrisikoschwelle zu überschreiten.³²

³² Eine regionale Armutsanalyse ist mit den SOEP-Daten aufgrund begrenzter Fallzahlen nicht möglich. Hierzu kann derzeit nur auf Angaben des Mikrozensus zurückgegriffen werden. Hierbei zeigt sich unter anderem, dass das Armutsrisiko von Personen ab 65 Jahren (wie im SOEP) auch insgesamt unterdurchschnittlich ist. Jedoch finden sich bemerkenswerte regionale Differenzen. So liegt zum Beispiel das Risiko von Altersarmut in Bayern mit 17 Prozent deutlich über dem Durchschnitt der Gesamtbevölkerung, siehe www.amtliche-sozialberichterstattung.de.

Tabelle

Einfluss einer neuen Zusatzstichprobe auf das Einkommen und Armutsrisiko nach Herkunftsland

	untere Grenze	in Deutschland geboren	obere Grenze	untere Grenze	im Ausland geboren	obere Grenze	untere Grenze	Insgesamt	obere Grenze
Median in Euro									
SOEP 2012	19 975	20 178	20 380	15 407	15 877	16 348	19 602	19 766	19 980
SOEP 2012 mit Sample M	19 917	20 139	20 361	15 232	15 589	15 947	19 365	19 543	19 722
Mittelwert in Euro									
SOEP 2012	23 059	23 343	23 627	18 048	18 623	19 197	22 621	22 822	23 117
SOEP 2012 mit Sample M	23 004	23 284	23 565	17 685	18 219	18 753	22 255	22 510	22 765
Armutsrisiko in Prozent									
SOEP 2012	12,5	13,1	13,8	21,7	25,0	28,4	13,8	14,4	15,0
SOEP 2012 mit Sample M	12,9	13,4	13,9	26,3	28,3	30,4	14,9	15,5	16,1
Bevölkerungszahl in Millionen									
SOEP 2012		70,465			8,600				
SOEP 2012 mit Sample M		67,501			11,095				
Bevölkerungsanteil in Prozent									
SOEP 2012		88,46			10,80				
SOEP 2012 mit Sample M		84,74			13,93				

1 Personen in Privathaushalten; bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala; Personen mit weniger als 60 Prozent des Median der verfügbaren Einkommen.

Quellen: Berechnungen des DIW Berlin; SOEPv30.

© DIW Berlin 2015

macht dieser Unterschied 1,4 Prozent aus. Gleichzeitig steigt das Armutsrisiko deutlich von 14,4 auf 15,5 Prozent. Dies liegt insbesondere am geringeren Einkommen der neuen Migranten im Vergleich zu den Altstichproben: Dadurch sinkt zwar die Armutschwelle leicht, dennoch liegt das Einkommen vieler Migranten (gerade der neuen Stichprobe) unterhalb dieser Schwelle. Das Armutsrisiko der Migranten steigt damit von 25 auf 28,3 Prozent. Auch das Armutsrisiko der in Deutschland geborenen Personen hat sich unter Berücksichtigung der Zusatzstichprobe leicht erhöht.

Das Absinken der Armutschwelle hätte alleine zu einem niedrigeren Armutsrisiko führen müssen. Allerdings wurde parallel

zur Inklusion der Zusatzstichprobe auch das Gewichtungsschema im SOEP modifiziert. Damit ändert sich auch die hochgerechnete Zahl der Personen, die im Ausland geboren sind. Mit dem modifizierten Gewichtungsschema, das erstmals auch die Ergebnisse des Zensus 2011 berücksichtigt, ist von rund 11,1 Millionen Migranten anstatt bislang 8,6 Millionen auszugehen. Entsprechend sinkt auch die Zahl der in Deutschland Geborenen von etwa 70,5 Millionen auf 67,5 Millionen. Sämtliche längeren Trendreihen, die migrationspezifische Fragestellungen beinhalten, sind von dieser Revision betroffen. Eine rückwirkende Revision ab dem Jahr 2010 wird in der nächsten Datenversion des SOEPv31 auch diesen Aspekt mitberücksichtigen. (Kasten 2).

Paarhaushalte sind selten von Armut betroffen

Das Armutsrisiko von Paaren ohne Kinder liegt weit unter dem Durchschnitt der Gesamtbevölkerung (Tabelle 2). Gleiches gilt für Paare mit ein oder zwei Kindern. Kinder stellen also nicht per se ein Armutsrisiko dar. Ausschlaggebend ist jeweils die Haushaltskonstellation insgesamt: Sowohl Alleinerziehende als auch Paare mit drei oder mehr Kindern sind überdurchschnittlich häufig von Armut bedroht. Gene-

rell zeigt sich: Je mehr Kinder in einem Haushalt leben, desto stärker ist dieser von Armut bedroht. So hatten Alleinerziehende mit einem Kind im Jahr 2012 ein Armutsrisiko von 27 Prozent. Mit zwei oder mehr Kindern stieg das Armutsrisiko auf mehr als 40 Prozent.

Insbesondere für junge Alleinlebende (bis 35 Jahre) ist das Risiko, unterhalb der Armutschwelle zu leben, in den letzten Jahren deutlich gestiegen. Waren im Jahr 2000 27 Prozent der Einpersonenhaushalte von Armut

bedroht, ist deren Quote signifikant auf 39 Prozent im Jahr 2012 gestiegen.³³

Welche Faktoren beeinflussen das Armutsrisiko?

Mit Hilfe einer multivariaten Regressionsanalyse können die Determinanten des Armutsrisikos bestimmt werden (Tabelle 3). Es wurden drei Einkommensjahre (2000, 2006 und 2012) in das logistische Modell aufgenommen, um Veränderungen des Armutsrisikos im Zeitverlauf identifizieren zu können.³⁴ Dies geschieht mit entsprechenden Interaktionseffekten der erklärenden Variablen mit einer Zeitvariablen.

Ausgewiesen sind sogenannte marginale Effekte. Die marginalen Effekte für binäre Variablen (wie das Geschlecht) geben an, wie sich die Wahrscheinlichkeit, von Armut bedroht zu sein, ändert, wenn die binäre Variable 1 (weiblich) anstelle von 0 (männlich) ist – gegeben, dass die Werte aller anderen erklärenden Variablen sich nicht ändern. Demnach ist das Armutsrisiko um 26 Prozentpunkte höher, wenn der Haushaltsvorstand weiblich und nicht männlich ist (1. Spalte in Tabelle 3). Entsprechend geben die marginalen Effekte für stetige Variablen (wie das Einkommen) die unmittelbaren Auswirkungen auf das Armutsrisiko an.³⁵

Unterscheidet man nach Haushaltstypen, sind jüngere Alleinlebende (bis 35 Jahre) aber auch Alleinerziehende und Paare mit Kindern unter 16 Jahren signifikant häufiger von Armut bedroht als Paare ohne Kinder im erwerbsfähigen Alter. Ein geringeres Armutsrisiko haben sowohl ältere Alleinlebende als auch Paare im Rentenalter. Besonders hoch ist das Armutsrisiko erwartungsgemäß für Alleinerziehende. Ihr Armutsrisiko ist mehr als drei Mal so hoch wie das der Referenzgruppe.

Wie bereits erwähnt, hängt das Armutsrisiko unter anderem von der Erwerbsbeteiligung ab (Tabelle 1).³⁶ Je höher die Erwerbsbeteiligung des Haushalts, desto geringer ist das Armutsrisiko. Bei Haushalten die nur die Hälfte der potentiellen Arbeitszeit eines Jahres in Beschäftigung verbracht haben, sinkt das Armutsrisiko gegenüber Haushalten ohne Erwerbstätige stark ab, nochmals stärker bei Vollzeitbeschäftigung. Erwartungsgemäß hängt auch das Bildungsniveau negativ mit dem Armutsrisiko zusammen: Je höher der Bildungsgrad, desto geringer das Armutsrisiko. Dagegen haben Haushalte mit mindestens einer Person, die nicht in Deutschland geboren ist (Kasten 3), sowie ostdeutsche Haushalte ein deutlich erhöhtes Armutsrisiko. Ist der Haushaltsvorstand gesundheitlich beeinträchtigt (und bezieht beispielsweise eine Erwerbsminderungsrente), steigt das Armutsrisiko um 32 Prozent. Eigentümer weisen im Vergleich zu Mietern generell ein geringeres Armutsrisiko auf, da der Einkommensvorteil des selbstgenutzten Wohneigentums vor Armut schützt. Auch bei Haushalten mit pflegebedürftigen Personen ist das Armutsrisiko reduziert, da diese häufig finanzielle Transfers von den Pflegekassen erhalten.

Die Analyse zeigt darüber hinaus bei den Interaktionseffekten,³⁷ dass das Armutsrisiko bei Alleinlebenden im Rentenalter signifikant zugenommen hat. Hierin dürfte sich die schwache Entwicklung der Alterseinkommen in Deutschland widerspiegeln. Erfreulicherweise ist das Armutsrisiko sowohl bei Alleinerziehenden als auch bei Familien mit einem Kind unter 16 Jahren gesunken. Es bleibt weitergehenden Analysen vorbehalten, zu zeigen, ob das Elterngeld den Verlust von Erwerbseinkommen bei Geburt eines Kindes zumindest teilweise kompensieren konnte. Auffallend ist, dass das Armutsrisiko trotz Erwerbstätigkeit im Untersuchungszeitraum bei allen vier nach ihrer Erwerbsintensität eingeteilten Gruppen gestiegen ist.³⁸

Für Migrantenhaushalte hat sich das Armutsrisiko im Laufe der letzten Jahre verringert, wobei jüngst zuge-

³³ Zu dieser Entwicklung hat beigetragen, dass der Anteil junger alleinlebender Erwachsener seit 2000 um fünf Prozentpunkte auf 22 Prozent zugenommen hat.

³⁴ Als Regressionsverfahren wird ein gepooltes Logit-Modell verwendet. Abhängige Variable ist ein Dummy. Dieser ist auf eins gesetzt, wenn Personen als von Armut bedroht klassifiziert sind. Es wird die Wahrscheinlichkeit geschätzt, mit der eine Person beim Vorliegen eines bestimmten Merkmals (zum Beispiel alleinerziehend) unter Berücksichtigung aller anderen Variablen als einkommensarm gilt. Die hier als marginale Effekte ausgewiesenen Regressionskoeffizienten können direkt im Sinne einer prozentualen Veränderung des Armutsrisikos bei Vorliegen eines interessierenden Merkmals unter Konstanz aller anderen Einflussgrößen interpretiert werden.

³⁵ Sie sind nur für kleine Änderungen der erklärenden Variablen aussagekräftig (zum Beispiel für Veränderungen um einen Prozentpunkt), da die Zusammenhänge häufig nichtlinear sind. Daher ist es auch möglich, dass der absolute Wert des marginalen Effekts größer als eins ist, obwohl die Wahrscheinlichkeit, von Armut bedroht zu sein, nicht über eins (also 100 Prozent) liegen kann.

³⁶ Die Arbeitsmarktpartizipation eines Haushaltes wird hier gemessen als Anteil der im Vorjahr verbrachten Arbeitszeit an der potentiellen Arbeitszeit aller im Haushalt lebenden Erwerbspersonen. Personen in Haushalten, in denen alle Erwerbspersonen im Vorjahr ganzjährig vollzeitbeschäftigt waren, erhalten einen Indexwert von 100, bei Teilzeitbeschäftigung wird mit 50 Prozent gewichtet. Im Extremfall der Nichterwerbstätigkeit aller Erwerbspersonen nimmt der Index den Wert Null an.

³⁷ Die Interaktionseffekte wurden aus der Multiplikation des Jahresdummies 2012 mit den Kovariaten erstellt.

³⁸ Zur Überprüfung der Robustheit dieser Ergebnisse wurden noch zwei alternative Modelle geschätzt: zum einen ein einfaches gepooltes logistisches Modell (mit Clustereffekten zur Kontrolle von der mehrfachen Erfragung von Personen), zum anderen ein fixed-effects-Modell. Das erste bestätigt die im random-effects-Modell gefundenen Ergebnisse. Im fixed-effects-Modell sind die Effekte nicht mehr signifikant. Eine mögliche Erklärung hierfür ist, dass bei nur drei Zeitpunkten die intrapersonelle Variation relativ klein ist.

wanderte Migranten andere Charakteristika aufweisen als diejenigen aus den klassischen Gastarbeiterländern, die schon länger in Deutschland leben. Dazu zählen auch unterschiedliche Verfahren bei der Anerkennung von im Ausland erworbenen Bildungsabschlüssen.³⁹ Auch für Eigentümer hat sich das Armutsrisiko weiter reduziert. Hier dürfte deren bessere Vermögenssituation im Vergleich zu Mieterhaushalten eine Rolle spielen.⁴⁰

Zusätzlich wurde das Modell nur auf die Einkommensjahre 2006 und 2012 reduziert, um zu prüfen, ob insbesondere die verbesserte Arbeitsmarktlage seit Mitte der 2000er Jahre die Determinanten des Armutsrisikos beeinflusst hat (2. Spalte der Tabelle 3). Die Kerneergebnisse dieser Analyse sind ähnlich. Abweichend zeigt sich aber, dass das Risiko, unter die Armutsrisikoschwelle zu fallen, trotz (Vollzeit-)Beschäftigung im Zeitverlauf gestiegen ist. Ursache hierfür dürfte unter anderem die schlechtere Entlohnung von gering qualifizierten Tätigkeiten sein und weniger die Veränderung von Haushaltsstrukturen.⁴¹

Fazit

Die realen verfügbaren Haushaltseinkommen sind seit dem Jahr 2000 in Deutschland um durchschnittlich fünf Prozent gestiegen. Gleichzeitig ist aber die Schere

zwischen Arm und Reich weiter auseinander gegangen. So sind die realen Einkommen im obersten Zehntel der Einkommensverteilung zwischen 2000 und 2012 um mehr als 15 Prozent gestiegen, während die Einkommen in der Mitte der Verteilung stagnierten und bei den unteren 40 Prozent real gesunken sind. Die Ungleichheit der verfügbaren Haushaltseinkommen liegt damit seit 2005 auf einem unverändert hohen Niveau.

Das Armutsrisiko in der Bevölkerung hat von 2000 bis 2009 signifikant zugenommen und stagniert seitdem bei rund 14 Prozent. Vor allem junge Alleinlebende im Alter von 25 bis 35 Jahren sind zunehmend von Armut bedroht. Ihre Quote hat sich um zwölf Prozentpunkte auf knapp 40 Prozent im Jahr 2012 markant erhöht. Dies ist besonders bemerkenswert, da die Mehrheit dieser Personen erwerbstätig ist – ein Faktor, der in der Vergangenheit nachhaltig vor Einkommensarmut schützen konnte. Auch in anderen Altersgruppen hat das Armutsrisiko in Haushalten mit Erwerbsbeteiligung seit 2000 zugenommen. Dies dürfte eine Erklärung dafür sein, warum das Armutsrisiko seit einigen Jahren stagniert, obwohl gleichzeitig neue Beschäftigungsrekorde vermeldet werden. Ob der im Jahr 2015 eingeführte Mindestlohn dazu beitragen kann, das Armutsrisiko für Erwerbstätige zu senken, hängt insbesondere davon ab, wie zielgerichtet er wirkt (ob Personen mit niedrigen individuellen Stundenlöhnen eher im unteren Bereich der Einkommensverteilung zu finden sind) und wie sich die bezahlten Arbeitsstunden dieser Personen entwickeln.

³⁹ Vgl. Brücker, H., Tucci, I., Bartsch, S., Kroh, M., Trübsetz, P., Schupp, J. (2014): Neue Muster der Migration. DIW Wochenbericht Nr. 43/2014, 1126-1135.

⁴⁰ Jedoch kann diese wichtige ökonomische Größe hier nicht berücksichtigt werden, da sie im SOEP nicht in allen Jahren erhoben wurde.

⁴¹ Vgl. hierzu Biewen, M., Juhasz, A. (2012): Understanding Rising Inequality in Germany, 1999/2000 - 2005/06. *Review of Income and Wealth* 58, 62-647.

Jan Goebel ist Stellvertretender Leiter des Sozio-ökonomischen Panels am DIW Berlin | jgoebel@diw.de

Markus M. Grabka ist Wissenschaftlicher Mitarbeiter im Sozio-ökonomischen Panel am DIW Berlin | mgrabka@diw.de

Carsten Schröder ist Stellvertretender Leiter des Sozio-ökonomischen Panels am DIW Berlin | cschroeder@diw.de

**INCOME INEQUALITY REMAINS HIGH IN GERMANY—
YOUNG SINGLES AND CAREER ENTRANTS INCREASINGLY AT RISK OF POVERTY**

Abstract: According to calculations based on the Socio-Economic Panel (SOEP) study, average disposable household income rose by five percent in real terms between 2000 and 2012. Only the highest earners have benefited from this development. While real income in the top ten percent rose by more than 15 percent, the earnings of the middle income groups stagnated, and even fell in the lower income groups. As a result, the inequality of disposable household income in Germany climbed sharply up until 2005 and has remained at the same high level ever since.

JEL: D31, I31, I32

Keywords: Income inequality, poverty, SOEP

At the same time, the risk of poverty in Germany increased significantly between 2000 and 2009, and is currently at approximately 14 percent. The risk of poverty has risen significantly for young singles (up to the age of 35) in particular. Their at-risk-of-poverty rate increased by 12 percentage points since 2000 to just under 40 percent in 2012. Even being in gainful employment does not necessarily protect them from poverty: in particular, young adults (aged 25 to 35) who are just starting out in their careers are increasingly at risk of poverty.



Dr. Markus M. Grabka, Wissenschaftlicher Mitarbeiter der Infrastruktureinrichtung Sozio-oekonomisches Panel (SOEP) am DIW Berlin

ACHT FRAGEN AN MARKUS GRABKA

»Einkommensungleichheit verharret auf hohem Niveau«

1. Herr Grabka, Sie haben die Einkommensungleichheit in Deutschland analysiert. Ist die Schere zwischen arm und reich weiter auseinandergegangen? Schaut man sich die Entwicklung seit dem Jahr 2000 an, so kann man eindeutig sagen, dass die Schere zwischen den ärmeren und reicheren Einkommensschichten auseinandergegangen ist. Die oberen zehn Prozent der Einkommensbezieher haben in diesem Zeitraum reale Einkommenszuwächse von mehr als 15 Prozent erzielt. Die breite Mittelschicht stagniert mit ihren Realeinkommen, während die unteren 40 Prozent sogar reale Einkommensverluste erlitten haben.
2. Wie ist diese Entwicklung zu erklären? Das lässt sich nicht auf eine einzelne Ursache zurückführen. Bei den oberen Einkommensbezieher spielen die Kapitaleinkommen und die Einkommen aus Unternehmertätigkeit eine zentrale Rolle. Sie haben im Vergleich zu den Arbeitnehmerentgelten deutlich zugenommen. Im unteren Einkommensbereich wurden zum Beispiel die Renten seit Jahren nicht ausreichend an die Inflationsentwicklung angepasst, sodass es hier zu realen Verlusten gekommen ist.
3. Wie haben sich die verfügbaren Haushaltseinkommen entwickelt? Im Durchschnitt haben wir zwar eine positive Entwicklung, denn wir beobachten seit dem Jahr 2000 einen Zuwachs um mehr als fünf Prozent. Differenziert nach den verschiedenen Einkommensdezilen, also in jeweils zehn gleich große Bevölkerungsgruppen, fällt die Entwicklung jedoch sehr unterschiedlich aus, da nämlich die unteren Einkommensbezieher seit 2000 reale Einkommensverluste erlitten haben.
4. Wie hoch ist das Armutsrisiko in Deutschland? Das Armutsrisiko in Deutschland hat sich zwischen den Jahren 2000 und 2005 von gut zehn Prozent auf fast 15 Prozent deutlich erhöht und hat sich in den letzten Jahren bei etwa 14 Prozent eingependelt. Nimmt man aber einen alternativen Datensatz wie zum Beispiel den Mikrozensus vom Statistischen Bundesamt, sehen wir, dass seit dem Jahr 2006 ein Anstieg zu beobachten ist und aktuell Werte von über 15 Prozent erreicht werden.
5. Gibt es dabei Unterschiede zwischen den alten und neuen Bundesländern? Ja, in Ostdeutschland besteht ein deutlich höheres Armutsrisiko. Die Werte liegen immer noch bei rund 20 Prozent.
6. Welche Bevölkerungsgruppen sind am ehesten von Armut bedroht? Armut in Deutschland ist am ehesten ein Problem von Alleinerziehenden und erwerbslosen Personen. Vor allem junge Erwachsene, also Berufseinsteiger, haben ein stark gewachsenes Armutsrisiko. Insbesondere das Armutsrisiko der alleinlebenden jungen Erwachsenen bis zu einem Alter von 35 Jahren ist seit dem Jahre 2000 um über zwölf Prozentpunkte angestiegen.
7. Welches Ergebnis Ihrer Studie hat Sie am meisten überrascht? Zwischen Februar 2005 und Mai 2015 ist die Zahl der Arbeitslosen in Ostdeutschland um nahezu 60 Prozent zurückgegangen. Üblicherweise ist eine Zunahme von Beschäftigung damit verbunden, dass das Armutsrisiko zurückgeht, zumindest war das in den früheren Jahren immer der Fall. Trotzdem verharret das Armutsrisiko in Ostdeutschland bei rund 20 Prozent. Interessant ist auch die Altersgruppe der 55- bis 65-Jährigen, die uns besonders aufgefallen ist. Deren Beschäftigungsquote hat sich seit dem Jahr 2000 sogar um 20 Prozentpunkte erhöht, und trotz alledem ist das Armutsrisiko dieser Gruppe um drei Prozentpunkte gestiegen.
8. Welche wirtschaftliche und sozialpolitische Bedeutung haben Einkommensungleichheit und Armutsrisiko in Deutschland? Wir haben das in unserem Bericht nicht gesondert analysiert, können hier aber auf die Erfahrungen der OECD verweisen, die gerade einen neuen Report veröffentlicht hat. Das zentrale Ergebnis ist, dass sich zunehmende Einkommensungleichheit negativ auf das Wirtschaftswachstum auswirken kann. In einer Auswahl von OECD-Ländern, die analysiert wurden, haben die unteren 40 Prozent der Einkommensbezieher weniger in die eigene Bildung und die ihrer Kinder investiert. Das wirkt sich mittel- bis langfristig nachteilig auf das Wirtschaftswachstum aus.

Das Gespräch führte Erich Wittenberg.



Das vollständige Interview zum Anhören finden Sie auf www.diw.de/interview



Prof. Dr. Christian Dreger ist Forschungs-
direktor International Economics
am DIW Berlin
Der Beitrag gibt die Meinung des Autors
wieder.

Gründung der Asiatischen Infrastrukturbank: Besser kooperieren statt konkurrieren

China hat mit der Asiatischen Infrastrukturbank (AIIB) ein neues Finanzinstitut mit einer Kapitalausstattung in Höhe von 100 Milliarden US-Dollar aus der Taufe gehoben. Offiziell soll die AIIB mit Sitz in Peking Infrastrukturprojekte in Asien finanzieren, besonders in den weniger weit entwickelten Staaten der Region. Über diesen Weg könnte sie zur wirtschaftlichen und sozialen Integration beitragen. Inoffiziell ist die Infrastrukturbank für China ein Instrument, mit dem das Land seinen Einfluss in der Region ausbauen will – und nebenbei seine riesigen Dollar-Reserven anlegen kann.

Die USA haben sich der Gründung der neuen Bank zunächst widersetzt, um Chinas Einfluss zu begrenzen. Allerdings beteiligen sich inzwischen mehr als 50 Länder. Zu dem regen Interesse hat auch beigetragen, dass die AIIB als multilaterale Finanzinstitution etabliert wird. China ist mit 50 Milliarden US-Dollar zwar der größte Kapitalgeber, wird aber kein Vetorecht haben. Die Entscheidung Großbritanniens, sich gegen den Wunsch der USA an der AIIB zu beteiligen, hatte zu einer Kettenreaktion geführt: Frankreich, Deutschland und Italien sind den Briten sofort gefolgt. Auch Südkorea, Südasiens größte Wirtschaftsmacht, beugte sich nicht dem amerikanischen Druck. Die Mitgliedschaft hat für die beteiligten Länder strategische Vorteile: Sie können die Entwicklung der Bank mitbestimmen und heimische Unternehmen bei Auftragsvergaben mitbieten. Dennoch haben es die USA und Japan bisher abgelehnt, sich an der AIIB zu beteiligen. Dabei dürfte der asiatisch-pazifische Raum über Jahrzehnte eine der wichtigsten Wachstumsregionen der Welt bleiben.

Vordringlich ist zunächst der Ausbau einer neuen Seidenstraße, die die wirtschaftliche Integration Europas und Asiens vertiefen soll. An den Handelskorridor sollen über 60 Länder angeschlossen werden, die knapp zwei Drittel

der Weltbevölkerung repräsentieren. In großem Umfang sollen in den nächsten Jahren Eisenbahnstrecken, Straßen, Flug- und Tiefseehäfen sowie Pipelines entstehen. Das vorerst wichtigste Projekt wird der Bau einer eurasischen Hochgeschwindigkeits-Zugverbindung zwischen Moskau und Peking sein.

Indem die AIIB ihre Geschäfte in Yuan abwickelt, trägt sie dazu bei, dass die chinesische Währung international häufiger verwendet wird und an Bedeutung gewinnt. Bei der Weltbank und dem Internationalen Währungsfonds (IWF) haben die USA seit langem verhindert, dass Schwellenländer einen höheren Stimmenanteil erhalten, der ihrem wirtschaftlichen Gewicht entspricht. So hat China einen Anteil von 16 Prozent an der Weltproduktion, verfügt aber beim IWF nur über einen Stimmenanteil von vier Prozent. Die AIIB gilt als Konkurrent der Weltbank und Asiatischen Entwicklungsbank (ADB), die von den USA und Japan dominiert werden. Während an der Spitze der Weltbank ein Amerikaner steht, wird die IWF-Spitze von Europäern besetzt. Und die ADB führt immer ein Japaner. Jetzt gründen die Ausgegrenzten neue Institutionen. Die AIIB wird ergänzt durch die New Development Bank (NDB) der BRICS-Länder mit Sitz in Shanghai. Die neuen Entwicklungsbanken dürften die globale Finanzarchitektur nachhaltig verändern.

Inzwischen bröckelt in den USA der Widerstand gegen die AIIB. Zugleich ist der Infrastrukturbedarf Asiens enorm, die ADB rechnet im laufenden Jahrzehnt mit einem Investitionsvolumen von rund acht Billionen US-Dollar. Daher sollten sich Weltbank, ADB und AIIB eher ergänzen als in Konkurrenz zueinander zu treten. China ist wirtschaftlich so bedeutend geworden, dass man es in internationalen Finanzinstitutionen nicht länger klein halten kann. Kooperation statt Konkurrenz wäre die bessere Alternative, denn so ließe sich die weitere Entwicklung aktiv mitgestalten.