

Einkommens- entwicklung und Armutsrisiko

BERICHT Von Markus M. Grabka, Jan Goebel und Jürgen Schupp

Höhepunkt der Einkommensungleichheit
in Deutschland überschritten? 3

INTERVIEW mit Markus M. Grabka

»Leichter Rückgang der Einkommensungleichheit
in Westdeutschland« 16

BERICHT von Pia S. Schober und C. Katharina Spieß

Frühe Förderung und Betreuung von Kindern:
Bedeutende Unterschiede bei der Inanspruchnahme
besonders in den ersten Lebensjahren 17

AM AKTUELLEN RAND Kommentar von Gert G. Wagner

Zur Aussagekraft von Einkommens- und Armutsstatistiken 32



DIW Berlin – Deutsches Institut
für Wirtschaftsforschung e.V.
Mohrenstraße 58, 10117 Berlin
T +49 30 897 89 -0
F +49 30 897 89 -200
79. Jahrgang
25. Oktober 2012

Herausgeber

Prof. Dr. Pio Baake
Prof. Dr. Tilman Brück
Prof. Dr. Christian Dreger
Dr. Ferdinand Fichtner
Prof. Dr. Martin Gornig
Prof. Dr. Peter Haan
Prof. Dr. Claudia Kemfert
Karsten Neuhoff, Ph.D.
Prof. Dr. Jürgen Schupp
Prof. Dr. C. Katharina Spieß
Prof. Dr. Gert G. Wagner
Prof. Georg Weizsäcker, Ph.D.

Chefredaktion

Dr. Kurt Geppert
Nicole Walter

Redaktion

Renate Bogdanovic
Sebastian Kollmann
Dr. Richard Ochmann
Dr. Wolf/Peter Schill

Lektorat

Karl Brenke
Dr. Katharina Wrohlich

Textdokumentation

Lana Stille

Pressestelle

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

Vertrieb

DIW Berlin Leserservice
Postfach 7477649
Offenburg
leserservice@diw.de
Tel. 01805 - 19 88 88, 14 Cent./min.
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.



Jede Woche liefert der Wochenbericht einen unabhängigen Blick auf die Wirtschaftsentwicklung in Deutschland und der Welt. Der Wochenbericht richtet sich an Führungskräfte in Politik, Wirtschaft und Gesellschaft – mit Informationen und Analysen aus erster Hand.

Wenn Sie sich für ein Abonnement interessieren, können Sie zwischen den folgenden Optionen wählen:

Jahresabo zum Vorzugspreis: Der Wochenbericht zum Preis von 179,90 Euro im Jahr (inkl. MwSt. und Versand), gegenüber dem Einzelpreis von 7 Euro sparen Sie damit mehr als 40 Prozent.

Studenten-Abo: Studenten können den Wochenbericht bereits zum Preis von 49,90 Euro im Jahr abonnieren.

Probe-Abo: Sie möchten den Wochenbericht erst kennenlernen? Dann testen Sie sechs Hefte für nur 14,90 Euro.

Bestellungen richten Sie bitte an den

DIW Berlin Leserservice
Postfach 74, 77649 Offenburg
Tel. (01805) 9 88 88, 14 Cent./min.
leserservice@diw.de

Weitere Fragen?

DIW Kundenservice:
Telefon (030) 89789-245
kundenservice@diw.de

Abbestellungen von Abonnements
spätestens sechs Wochen vor Laufzeitende

RÜCKBLENDE: IM WOCHENBERICHT VOR 50 JAHREN

Die internationale und die westdeutsche Wirtschaftslage Mitte Oktober 1962

Die wirtschaftliche Lage der westlichen Welt ist nach wie vor zwiespältig. Auf der einen Seite hat sich im Laufe dieses Jahres die internationale Zahlungsbilanzsituation, deren unbefriedigende Gestaltung im letzten Jahrzehnt größere Sorgen bereitet, entspannt. Auf der anderen Seite ist die Produktionsentwicklung in vielen wichtigen Industrieländern hinter dem möglichen Wachstum zurückgeblieben. Die Entspannung im internationalen Leistungs- und Kapitalverkehr ist allerdings nicht so grundlegend, daß nicht bei erneuter kräftiger Expansion in den USA und in Großbritannien wiederum erhebliche außenwirtschaftliche Schwierigkeiten zu befürchten wären.

In den nächsten Monaten ist jedoch eine kräftige Expansion dieser Länder nicht zu erwarten, bei der sichtbar würde, daß die Außenwirtschaftsbeziehungen noch nicht fundamental bereinigt worden sind. Im Gegenteil besteht die Gefahr, daß in den Vereinigten Staaten und in Großbritannien, deren Zahlungsbilanzlage sich in diesem Jahr verbessert hat, die Expansion in den nächsten Monaten zum Erliegen kommen und möglicherweise ein wirtschaftlicher Rückschlag einsetzen wird. Nach den jetzt bekannt gewordenen Investitionsabsichten der gewerblichen Wirtschaft in den Vereinigten Staaten ist schon gegen Ende dieses Jahres mit einem leichten Rückgang ihrer Anlageinvestitionen zu rechnen. Wird ein solcher Rückgang von einer weiteren Abnahme der Lagerinvestitionen begleitet, was nicht ausgeschlossen ist, so ist es fraglich, ob die in den nächsten Monaten noch zu erwartende Zunahme der öffentlichen Ausgaben und des privaten Verbrauchs ausreichen wird, den Rückgang im Investitionssektor auszugleichen.

Wochenbericht Nr. 43 vom 26. Oktober 1962

Höhepunkt der Einkommensungleichheit in Deutschland überschritten?

Von Markus M. Grabka, Jan Goebel und Jürgen Schupp

Neue Analysen zur personellen Einkommensverteilung in Deutschland auf Basis der Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) zeigen, dass die realen Markteinkommen der privaten Haushalte von 2005 bis 2010 deutlich gestiegen sind. Auch bei den realen verfügbaren Einkommen ist ein Zuwachs zu verzeichnen. Parallel dazu hat die Ungleichheit in der Verteilung der Einkommen sowohl in Westdeutschland als auch in Ostdeutschland abgenommen, für Ostdeutschland ist jedoch bei den verfügbaren Einkommen eine weitere Spreizung im unteren Teil der Verteilung zu beobachten. Im Zug dieser Entwicklung ist das Armutsrisiko in Westdeutschland von 2009 auf 2010 leicht gefallen, während es im Ostteil des Landes unverändert blieb.

Mit diesem Bericht werden die bisherigen Untersuchungen des DIW Berlin zur Einkommensungleichheit und zum Armutsrisiko (relative Einkommensarmut) bis zum Jahr 2010 aktualisiert und erweitert.¹ Gegenüber früheren Veröffentlichungen des DIW Berlin, in denen die Ergebnisse dem Erhebungsjahr zugewiesen wurden, wird im Folgenden das Jahr, in dem das Einkommen bezogen wurde (Einkommensjahr), dargestellt. Das heißt, die Jahreseinkommen werden für das Jahr vor dem jeweiligen Erhebungsjahr ausgewiesen. Die demographische Struktur der Privathaushalte bezieht sich jedoch – wie in allen bisherigen Veröffentlichungen des DIW Berlin – auf das Erhebungsjahr. Die jetzt vorliegenden Daten zu den Jahreseinkommen aus der Erhebung 2011 bilden also bei der demographischen Struktur des ersten Halbjahres 2011 das Einkommen im Kalenderjahr 2010 ab.²

Empirische Grundlage sind die vom DIW Berlin in Zusammenarbeit mit TNS Infratest Sozialforschung erhobenen Daten der Langzeitstudie Sozio-oekonomisches Panel (SOEP),³ die aufgrund der jährlichen Wiederholungsmessung die Analyse konsistenter Zeitreihen zur Entwicklung der personellen Einkommensverteilung in Deutschland ermöglicht.

1 Vgl. zuletzt: Grabka, M. M., Frick, J. R. (2010): Weiterhin hohes Armutsrisiko in Deutschland: Kinder und junge Erwachsene sind besonders betroffen. Wochenbericht des DIW Berlin Nr. 7/2010; Goebel, J., Grabka, M. M. (2011): Zur Entwicklung der Altersarmut in Deutschland. DIW Wochenbericht Nr. 25/2011.

2 Mit der Umstellung auf das Einkommensjahr folgt das DIW Berlin dem Vorgehen im Entwurf des 4. Armuts- und Reichtumsberichts der Bundesregierung, Bundesministerium für Arbeit und Soziales 2012: Lebenslagen in Deutschland, und im Gutachten des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, zuletzt Jahresgutachten 2011/2012: Verantwortung für Europa wahrnehmen.

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., Göbel, J., Krause, P., Pischner, R., Sieber, I.: 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.

2005–2010: Steigende Einkommen ...

Die durchschnittlichen bedarfsgewichteten und inflationsbereinigten Markteinkommen der Personen in privaten Haushalten sind von 1991 bis 1998 nahezu unverändert geblieben, Ende der 90er Jahre stiegen sie im Zug des konjunkturellen Aufschwungs deutlich, gingen dann aber bis 2005 wieder zurück (Abbildung 1, zur Definition und Messung von Einkommen siehe Kasten 1). In Westdeutschland sanken die durchschnittlichen Markteinkommen von 1999 bis 2005 um rund 1 000 Euro (–4 Prozent), in Ostdeutschland waren es rund 2 000 Euro (–13 Prozent). Diese Entwicklung war vor allem Folge einer Verschlechterung der Situation

auf dem Arbeitsmarkt; in Ostdeutschland nahm die Zahl der Arbeitslosen in dieser Zeit deutlich stärker zu als in Westdeutschland.

Mit dem seither zu beobachtenden deutlichen Abbau der Arbeitslosigkeit ging eine Trendwende in der Einkommensentwicklung einher. In Westdeutschland stiegen die Markteinkommen, deren Hauptkomponente die Erwerbseinkommen sind, von 2005 bis 2010 um knapp 1 000 Euro oder vier Prozent. Das durchschnittliche Markteinkommen war damit wieder so hoch wie zur Jahrtausendwende. In Ostdeutschland, wo die Arbeitslosigkeit stärker zurückging als im Westen, war der Einkommenszuwachs mit knapp 2 900 Euro oder 20 Pro-

Kasten 1

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) – mit dessen demografischen Strukturen (im ersten Halbjahr, in dem das SOEP erhoben wird) 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 – dabei werden auch einmalige Sonderzahlungen (13. und 14. Monatsgehalt, Weihnachtsgeld, Urlaubsgeld etc.) berücksichtigt.

Die jährliche Belastung durch die Lohn- und Einkommensteuer und die 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

tatsächlichen Einkommensungleichheit auf Basis der mit dem SOEP berechneten Nettoeinkommen auszugehen.

Da sich der Bezug auf das Einkommensjahr mittlerweile auch in den Berichten zum Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung durchgesetzt hat, werden entgegen früheren Publikationen des DIW Berlin in diesem Bericht die Ergebnisse auf das Einkommensjahr (und nicht mehr auf das Befragungsjahr) bezogen. Wobei darauf hingewiesen sei, dass sich die demographischen Strukturen der Haushalte auf das Befragungsjahr beziehen, das aus diesem Grund in den bisherigen Veröffentlichungen als zeitlicher Bezugspunkt gewählt worden war.

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, nicht monetäre Einkommensbestandteile 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-

¹ 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 (ed.): 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.

zent wesentlich kräftiger. Im Durchschnitt erreichte Ostdeutschland damit knapp 71 Prozent des westdeutschen Einkommensniveaus.

Bei den verfügbaren Haushaltseinkommen war die Entwicklung in den Grundzügen ähnlich wie bei den Markteinkommen.⁴ Sie kann in drei Phasen unterteilt werden: Bis 1999 stiegen die realen bedarfsgewichteten Haushaltsnettoeinkommen in Westdeutschland nur wenig. In

Ostdeutschland nahmen sie dagegen im Zug des Transformationsprozesses deutlich zu, sodass sich die beiden Landesteile annäherten (Abbildung 2). In den folgenden Jahren bis 2005 stagnierten die verfügbaren Einkommen im Westen, gemessen am mittleren Einkommen, dem Median,⁵ gingen sie sogar zurück. In Ostdeutschland war dieser Rückgang mit mehr als sechs Prozent deutlich ausgeprägter als in Westdeutschland. Von 2005 bis 2010 sind die Realeinkommen in Deutschland wie-

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

5 Sortiert man die Bevölkerung nach der Höhe des Einkommens und bildet dann zwei gleich große Gruppen, so gibt der Median das Einkommen an, das der in der Mitte der Verteilung angesiedelte Einkommensbezieher erhält.

dards entsprechend – durch die Umrechnung des gesamten Einkommens eines Haushalts in sogenannte *Äquivalenzeinkommen* (unter Bedarfs Gesichtspunkten modifizierte Pro-Kopf-Einkommen) vergleichbar gemacht. Dazu werden die Haushaltseinkommen unter Verwendung einer von der OECD vorgeschlagenen und in der europäischen Statistik allgemein akzeptierten pauschalisierten Bedarfsskala umgerechnet, und 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. Unterstellt wird also eine Kostendegression in größeren Haushalten. Das bedeutet, dass beispielsweise für einen Vier-Personen-Haushalt (Eltern sowie ein 16- und ein 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.³ Dies betrifft auch fehlende Angaben bei vollständiger Verweigerung einzelner Haushaltsmit-

glieder 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 privater Transfers) angewandt.⁴ Dabei werden für fehlende Angaben in älteren Erhebungsjahren (bis zu $t-1$) nicht nur Angaben aus noch älteren Erhebungsjahren (beispielsweise für $t-1$ also Angaben aus $t-2$) benutzt, sondern auch künftige Angaben verwendet (beispielsweise für $t-1$ Angaben aus t). Mit jeder neuen Datenerhebung werden immer sämtliche fehlenden Werte auch rückwirkend neu imputiert, was zu Veränderungen gegenüber früheren Auswertungen führen kann (so zwischen den SOEP-Versionen v27 und v28, siehe Kasten 3). In der Regel sind diese Veränderungen jedoch geringfügig. Da am aktuellen Rand (t) keine Information für $t+1$ vorliegt, ist die Imputation für den aktuellen Erhebungsrand unsicherer als jene für $t-1$ und frühere Erhebungsjahre, weshalb es beim Vorliegen einer weiteren Erhebungswelle am aktuellen Rand zu vergleichsweise größeren Änderungen bei den imputierten Werten kommen kann.

Da erstmalig Befragte gerade bei Einkommensangaben ungenauere Angaben machen als bereits mit dem SOEP vertraute Personen, wird die jeweils erste Erhebungswelle der einzelnen SOEP-Stichproben aus den Berechnungen ausgeschlossen. Untersuchungen zeigen, dass es nach der ersten Befragung zu Lerneffekten beim Verhalten der Befragten kommt.⁵

3 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.

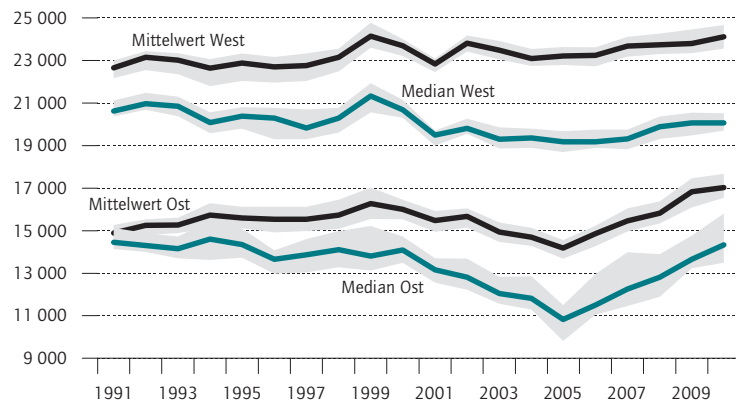
4 Frick, J.R., Grabka, M.M., Groh-Samberg, O. (2012): Dealing with incomplete household panel data in inequality research. In: Sociological Methods and Research, 41(1), 89-123.

5 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 vol. 34 no. 4, 427-468.

Abbildung 1

Reales Haushaltseinkommen¹

In Euro in Preisen von 2005



¹ Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, Markteinkommen inklusive eines fiktiven Arbeitgeberanteils für Beamte, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala.

Die graue Schattierung zeigt die 95-Prozent-Konfidenzbänder (siehe auch Kasten 3).

Quelle: SOEPv28.

© DIW Berlin 2012

Die Markteinkommen sind im Osten Deutschlands seit 2005 kräftiger gewachsen als im Westen.

der gestiegen. Die tiefe Wirtschaftskrise 2008/2009 hat sich hier offenbar – anders als zum Beispiel in den USA⁶ – nicht nachhaltig auf den Arbeitsmarkt und damit auf die verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte ausgewirkt.⁷ In Westdeutschland beläuft sich der inflationsbereinigte Anstieg der verfügbaren Einkommen von 2005 bis 2010 auf gut 600 Euro (drei Prozent). Die ostdeutschen Einkommen nahmen um gut 1 100 Euro (sieben Prozent) zu. Dennoch erreichen Personen in Ostdeutschland gemessen am Mittelwert weiterhin nur vier Fünftel des westdeutschen Einkommensniveaus.

Betrachtet man nur die Entwicklung von 2009 auf 2010 für Deutschland insgesamt, so zeigen sich deutliche Unterschiede zwischen den Einkommensgruppen. Die unteren 40 Prozent der Bevölkerung konnten ihr verfügbares Einkommen real um etwa zwei Prozent und damit überdurchschnittlich steigern. Diese Entwicklung ging einher mit einer Zunahme der Zahl der Personen mit Erwerbseinkommen um rund 700 000.⁸ Zudem sind die Tariflohnsteigerungen in diesem Zeitraum höher ausgefallen als in den Vorjahren; dies dürfte sich auch bei den Effektivverdiensten niedergeschlagen haben.⁹ Die mittleren und oberen verfügbaren Einkommen stagnierten dagegen im Jahr 2010. Dabei dürfte der Rückgang der Einkommen aus Vermögen eine erhebliche Rolle gespielt haben.

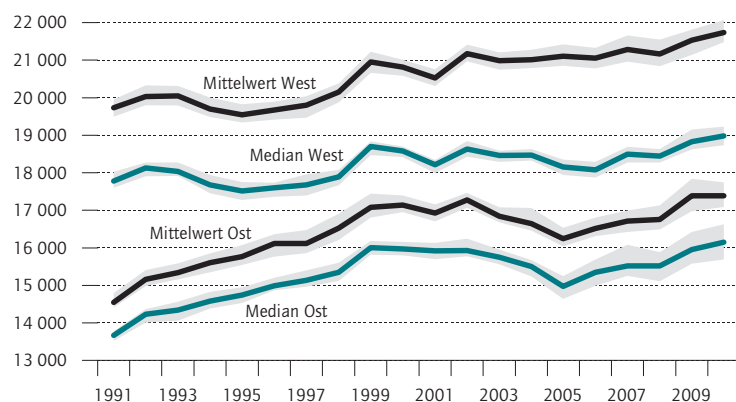
... und verringerte Einkommensungleichheit

Ein Standardmaß zur Messung von Einkommensungleichheit ist der Gini-Koeffizient. Er kann Werte zwischen 0 und 1 annehmen. Je höher der Wert, desto stärker ausgeprägt ist die gemessene Ungleichheit. Danach nahm in Ostdeutschland die Ungleichheit der Markteinkommen im Zug des Transformationsprozesses statistisch signifikant von 0,37 im Jahr 1991 auf 0,55 im Jahr 2005 zu (Abbildung 3). Auch in Westdeutschland ist in diesem Zeitraum die Ungleichheit der Markteinkommen

Abbildung 2

Reales verfügbares Haushaltseinkommen¹

In Euro in Preisen von 2005



¹ Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben inklusive des Mietwerts selbstgenutzten Wohneigentums, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala.

Die graue Schattierung zeigt die 95-Prozent-Konfidenzbänder (siehe auch Kasten 3).

Quelle: SOEPv28.

© DIW Berlin 2012

Die verfügbaren Einkommen entwickelten sich ähnlich wie die Markteinkommen.

⁶ So ist der Median des Total Income (before payments for personal income taxes, social security, union dues, medicare deductions, etc.) in den USA von 2007 bis 2010 real um 6,7 Prozent gesunken, U.S. Census Bureau, Current Population Survey, Annual Social and Economic Supplements. www.census.gov/hhes/www/income/data/historical/household/2011/H10AR_2011.xls.

⁷ Burda, M. C., Hunt, J. (2011): What Explains the German Labor Market Miracle in the Great Recession? NBER Working Paper No. 17187; sowie Hunt, J. (2012): Flexible Work Time in Germany: Do Workers Like It and How Have Employers Exploited It Over the Cycle? SOEPpapers Nr. 489, DIW Berlin. Ungeachtet dessen kann nicht ausgeschlossen werden, dass die Art der Befragung im SOEP die Auswirkungen der Finanzmarkt- und Wirtschaftskrise unterzeichnet, da nicht für jeden Monat im Vorjahr das genaue Bruttoeinkommen aus Erwerbstätigkeit erfragt wird, sondern nur ein Durchschnittsbetrag.

⁸ Die Zahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten nahm von Dezember 2009 bis Dezember 2010 um 550 000 zu, vgl. Bundesagentur für Arbeit (2012): Arbeitsmarkt in Zahlen. Beschäftigungsstatistik. Beschäftigung nach Ländern in wirtschaftlicher Gliederung (WZ 2008). Juni 2012.

⁹ Bispinck, R. (2011): Tarifpolitischer Jahresbericht 2010. Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Institut in der Hans-Böckler-Stiftung (WSI).

kommen signifikant gestiegen, allerdings wesentlich schwächer als im Osten. Seit Mitte der 90er Jahre sind die Markteinkommen in Ostdeutschland deutlich ungleicher verteilt als im Westen.

Von 2005 an hat im Zug der konjunkturellen Besserung und der damit einhergehenden Aufhellung der Lage auf dem Arbeitsmarkt die Einkommensungleichheit in Deutschland abgenommen. Diese Entwicklung war in Ostdeutschland stärker als Westdeutschland. Der Gini-Koeffizient ist dort um knapp neun Prozent, im Westen um drei Prozent gesunken. In beiden Landesteilen ist die Ungleichheit bei den Markteinkommen auf den Stand vom Beginn des vergangenen Jahrzehnts zurückgegangen.¹⁰

Bei den verfügbaren Haushaltseinkommen wird hier die Ungleichheit neben dem Gini-Koeffizienten auch mit der mittleren logarithmierten Abweichung (Mean-Log-Deviation, MLD) gemessen. Dieser Indikator ist gegenüber dem Gini-Koeffizienten sensitiver bezüglich Veränderungen in der unteren Hälfte der Verteilung.

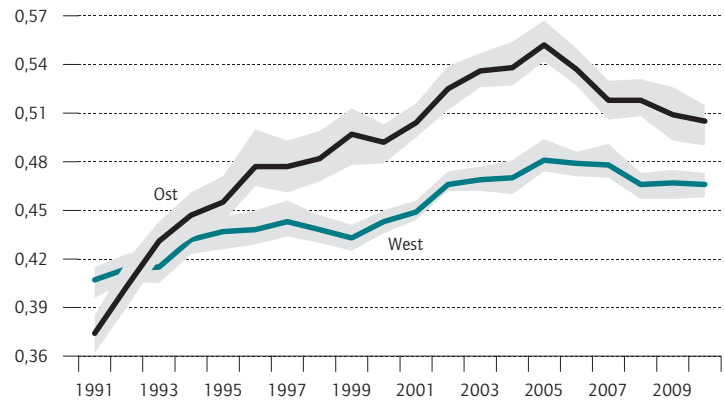
Die Entwicklung seit 1991 kann grob in drei Phasen eingeteilt werden. Von 1991 bis 2000 änderte sich die Ungleichheit in der Verteilung der verfügbaren Haushaltsnettoeinkommen kaum, danach nahm sie aber bis 2005 signifikant zu (Abbildung 4). Damit hat sich die Ungleichheit vom Beginn der 90er Jahre bis 2005 gemessen am Gini-Koeffizienten in beiden Landesteilen um knapp 20 Prozent vergrößert. Von 2005 bis 2010 ist die Ungleichheit der verfügbaren Einkommen in Westdeutschland parallel zur Entwicklung bei den Markteinkommen zurückgegangen (Gini-Koeffizient: -4 Prozent, MLD: -9 Prozent). Statistisch signifikant ist diese Entwicklung allerdings nur bei der Wahl eines etwas engeren Konfidenzbandes mit nur 90-prozentiger (statt 95-prozentiger) Robustheit gegenüber statistischen Zufallsfehlern.

Anders verhält es sich in Ostdeutschland. Hier stagniert die Ungleichheit der verfügbaren Einkommen von 2005 bis 2010. Für den MLD-Koeffizienten zeigt sich von 2007 bis 2010 bei 90-prozentiger Sicherheit sogar ein

10 Die Größe *Markteinkommen je Einwohner* wird auch von der Veränderung der Bevölkerungsstruktur beeinflusst, da Personen ohne Markteinkommen – also insbesondere Rentner – mit einem Wert von Null in die Berechnungen eingehen. Beim *individuellen* Erwerbseinkommen zeigen die SOEP-Daten eine nahezu kontinuierliche Zunahme der Ungleichheit bis zur Mitte des vorigen Jahrzehnts; dies gilt insbesondere bei Verwendung des MLD-Koeffizienten, der sensitiv bezüglich Veränderungen im unteren Teil der Verteilung ist. In diesem Zeitraum hat der sogenannte Niedriglohnsektor in Deutschland stark an Bedeutung gewonnen, vgl. Kalina, T., Weinkopf, C. (2012): Niedriglohnbeschäftigung 2010: Fast jede/r Vierte arbeitet für Niedriglohn. IAQ-Report 2012/01; Brenke, K., Grabka, M. M. (2011): Schwache Lohnentwicklung im letzten Jahrzehnt. DIW Wochenbericht Nr. 45/2011. Mit dem Beschäftigungsaufbau, der 2005 einsetzte, ist die Tendenz steigender Ungleichheit der Erwerbseinkommen dann aber zum Stillstand gekommen.

Abbildung 3

Ungleichheit der realen Haushaltsmarkteinkommen¹
Gini-Koeffizient



¹ Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, Markteinkommen inklusive eines fiktiven Arbeitgeberanteils für Beamte, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala.

Die graue Schattierung zeigt die 95-Prozent-Konfidenzbänder (siehe auch Kasten 3).

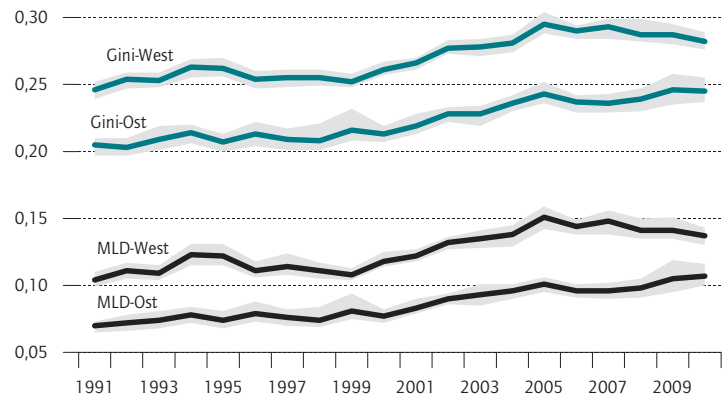
Quelle: SOEPv28.

© DIW Berlin 2012

In Ostdeutschland sind die Markteinkommen ungleicher verteilt als in Westdeutschland, der Abstand verringert sich jedoch.

Abbildung 4

Ungleichheit der realen verfügbaren Haushaltseinkommen¹
Gini-Koeffizient und Mean-Log-Deviation



¹ Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben inklusive des Mietwerts selbstgenutzten Wohneigentums, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala.

Die graue Schattierung zeigt die 95-Prozent-Konfidenzbänder (siehe auch Kasten 3).

Quelle: SOEPv28.

© DIW Berlin 2012

Entgegen der Entwicklung der Markteinkommen verharrt die Ungleichheit der verfügbaren Einkommen im Osten auf hohem Niveau.

Anstieg; dies deutet auf eine gewachsene Ungleichheit in der unteren Hälfte der Einkommensverteilung hin.

Dass in Ostdeutschland die Ungleichheit der verfügbaren Einkommen – entgegen der Entwicklung bei den Markteinkommen – nicht zurückgegangen ist, erklärt sich dadurch, dass die Erwerbstätigenquote in Ostdeutschland weiterhin niedriger ist als in Westdeutschland und die Einkommen von Rentnern in Ostdeutschland ein größeres Gewicht aufweisen. Bei diesen hat es aber seit dem Jahr 2000 durchweg Realeinkommensverluste gegeben; die positive Entwicklung bei den Erwerbstätigen wurde dadurch mehr als kompensiert.

Unterschiedliche Trends beim Armutsrisiko in Ost und West

Gemäß des Konzepts der relativen Einkommensarmut gilt eine Person dann als von Armut bedroht, wenn sie mit weniger als 60 Prozent des mittleren Haushaltsnettoeinkommens der Gesamtbevölkerung (Median) auskommen muss (Kasten 2). Die Armutsrisikoschwelle lag demnach 2010 auf Basis der Jahreseinkommen in der SOEP-Stichprobe bei rund 990 Euro pro Monat.¹¹

¹¹ Im Vergleich zur Sozialberichterstattung des Statistischen Bundesamtes auf Basis des Mikrozensus (siehe www.amtliche-sozialberichterstattung.de) wird hier eine höhere Armutsrisikoschwelle ausgewiesen.

Unterhalb dieser Schwelle befanden sich 2010 insgesamt 14 Prozent der gesamten Bevölkerung oder elf Millionen Menschen. Dies entspricht einem leichten – statistisch nicht signifikanten – Rückgang der Armutsrisikoquote, nachdem diese 2009 infolge der Wirtschaftskrise mit knapp 15 gemessenen Prozent einen historischen Höchststand erreicht hatte.¹² Ausschlaggebend für den Rückgang dürfte die insgesamt positive Entwicklung am Arbeitsmarkt gewesen sein.

Grundsätzlich hat sich das Armutsrisiko seit 2005 auf hohem Niveau eingependelt. Damals erreichte es vor allem aufgrund der negativen Arbeitsmarktentwicklung in Deutschland einen Anteil von 14 Prozent, während die Quote noch in den 90er Jahren zwischen zehn und zwölf Prozent schwankte (Abbildung 5).

Die Armutsrisikoquote für Ostdeutschland lag in allen Beobachtungsjahren deutlich über dem entsprechenden westdeutschen Wert, der sich ähnlich dem gesamtdeutschen Trend entwickelte. Die hohe ostdeutsche Quote dürfte vorrangig mit der höheren Arbeitslosenquote, dem niedrigeren Lohnniveau sowie häufig fehlender weiterer Einnahmen wie Mieteinkünfte oder andere Kapitalerträge zusammenhängen.¹³ Im Verlauf des Transformationsprozesses seit der Wiedervereinigung sank die Armutsrisikoquote im Osten wegen anfänglich hoher Einkommenssteigerungen signifikant von knapp 19 Prozent im Jahr 1991 auf 13 Prozent Ende der 90er Jahre. Danach ist sie aber wieder ebenso deutlich gestiegen und lag 2005 mit knapp 20 Prozent um mehr als sechs Prozentpunkte über dem Vergleichswert für Westdeutschland. In den folgenden Jahren verblieb die Armutsrisikoquote etwa auf diesem Niveau. Es bleibt weiterführenden längsschnittlichen Analysen vorbehalten, die Frage zu klären, ob diese Entwicklung zu einer wachsenden Zahl an Personen mit kurzfristigen Armutsrisikoerfahrungen führt, oder ob es Anzeichen für einen längeren Verbleib der Haushalte in Niedrigeinkommenspositionen gibt.

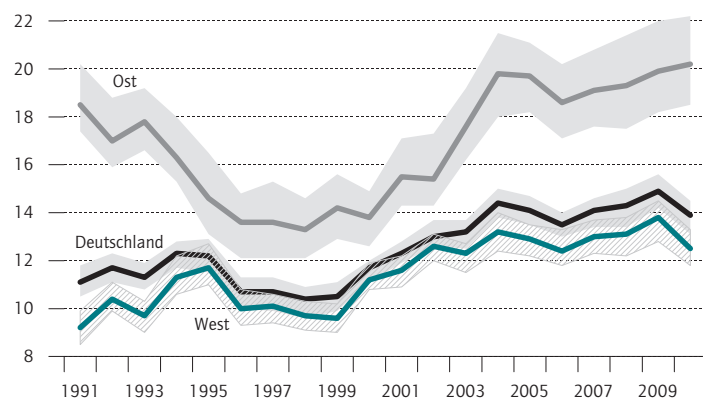
Jugendliche und junge Erwachsene mit dem höchsten Armutsrisiko aller Altersgruppen

In den einzelnen Altersgruppen hat sich das Armutsrisiko in den vergangenen zehn Jahren etwa gleichförmig entwickelt (Abbildung 6). Erwachsene in den mittleren Altersgruppen (35 bis 54 Jahre) sind zwar nach wie vor dem geringsten Risiko für Einkommensarmut ausgesetzt, da in diesem Lebensabschnitt die Erwerbsbeteiligung stark ausgeprägt ist und die höchsten durch-

Abbildung 5

Armutsrisikoquote¹ nach Region

Anteile in Prozent



¹ Personen mit weniger als 60 Prozent des Median der verfügbaren Einkommen. Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben inklusive des Mietwerts selbstgenutzten Wohneigentums, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala.

Die graue Schattierung zeigt die 95-Prozent-Konfidenzbänder (siehe auch Kasten 3).

Quelle: SOEPv28.

Nach einem historischen Höchststand ist der Anteil von Armut bedrohter Menschen in Deutschland 2010 leicht gesunken.

¹² 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.

¹³ Krause, P., Ostner, I. (Hrsg.): Leben in Ost- und Westdeutschland. Eine sozialwissenschaftliche Bilanz der deutschen Einheit 1990-2010. 2010.

Kasten 2

Definitionen, Methoden und Annahmen bei der Armutsrisikomessung

Die in diesem Bericht gewählte Vorgehensweise zur empirischen Erfassung von Einkommensungleichheit und Armutsrisiko folgt den Empfehlungen der Europäischen Kommission sowie des Statistischen Amtes der Europäischen Union (Eurostat) zur nationalen Berechnung der sogenannten Laeken-Indikatoren.¹ Dieses Indikatortableau ist Teil der von der EU initiierten nationalen Aktionspläne zur Bekämpfung von Armut und Ausgrenzung in Europa; die Messverfahren werden im Wesentlichen auch im Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung berücksichtigt.²

Als vom Risiko der Einkommensarmut bedroht gilt demnach derjenige, dessen Einkommen unter die *relative* Armutsrisikogrenze fällt. Diese liegt nach einer europäischen Konvention bei 60 Prozent des Medians der jahresbezogenen Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen (auf der Basis von Gesamtdeutschland), inklusive des Mietwerts von selbst genutztem Wohneigentum („Imputed Rent“, siehe dazu auch Kasten 1).

Am Konzept *relativer* Einkommensarmut wird häufig kritisiert,³ dass es allgemeine Wohlfahrtsgewinne nicht ausreichend berück-

1 Die Laeken-Indikatoren werden jährlich für jedes EU-Mitgliedsland errechnet. Vgl. Atkinson, T., Cantillon, B., Marlier, E., Nolan, B.: Social Indicators. The EU and Social Inclusion. Oxford 2002; sowie Krause, P., Ritz, D. (2006): EU-Indikatoren zur sozialen Inklusion in Deutschland. In: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung 75 (1), DIW Berlin, 152–173.

2 Siehe zuletzt Bundesministerium für Arbeit und Soziales: Lebenslagen in Deutschland. Der 3. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung. Bonn 2008.

3 Zum Beispiel Sinn, H.-W. (2008): Der bedarfsgewichtete Käse und die neue Armut. In: Ifo Schnelldienst 61 (10), 14–6.

sichtigt und somit – selbst wenn das Einkommen aller Personen um einen bestimmten Prozentsatz steigt – ein gleiches Armutsrisiko-Niveau ausweist. Diese Eigenschaft stellt unter anderem sicher, dass sich das Armutsrisiko unabhängig etwa von der Frage, in welcher Währung die Einkommen gemessen werden, nicht verändert. Übersehen wird oft auch, dass diese relative Armschwelle eben nicht ein absolutes Existenzminimum, sondern vielmehr das Einkommensniveau beschreibt, das zum Erreichen eines Mindestmaßes sozio-kultureller Teilhabe in der Gesellschaft, wie sie aktuell entwickelt ist, als notwendig erachtet wird.

Tabelle

Armutsrisikoschwelle ausgewählter Haushaltstypen im Jahr 2010 auf Basis der nominalen Haushaltsnettoeinkommen¹

	Bedarfssatz nach neuer OECD-Skala	In Euro je Monat		
		Untere Schwelle ²	Schätzwert	Obere Schwelle ²
1-Personen-Haushalt	1,0	981	993	1 005
Ehe-/Paar ohne Kinder	1,5	1 472	1 490	1 508
Ehe-/Paar mit 1 Kind	1,8	1 766	1 788	1 809
Ehe-/Paar mit 2 Kindern	2,1	2 060	2 086	2 111
Ehe-/Paar mit 3 Kindern	2,4	2 354	2 384	2 412
Alleinerziehende mit 1 Kind	1,3	1 275	1 291	1 307
Alleinerziehende mit 2 Kindern	1,6	1 570	1 589	1 608

¹ Nachrichtlich: Median der nominalen bedarfsgewichteten Haushaltsnettoeinkommen 19 866 Euro beziehungsweise 1 655 Euro pro Monat.

² Schwellenwerte des 95-Prozent-Konfidenzbandes.

Quelle: SOEPv28.

schnittlichen Erwerbseinkommen erzielt werden. Doch auch in diesen beiden Gruppen ist der Anteil der von Armut Bedrohten innerhalb von zehn Jahren von sieben beziehungsweise acht Prozent auf rund zehn Prozent in 2010 gestiegen. Allerdings sind das noch immer vier Prozentpunkte weniger als im Durchschnitt der Gesamtbevölkerung, zudem kehrt sich der Trend seit 2005 um: Damals lagen die Anteile sogar bei elf beziehungsweise zwölf Prozent.

Das Armutsrisiko der 65- bis 74-Jährigen liegt etwa gleichauf mit dem Durchschnitt der Gesamtbevölkerung. Bei ausschließlicher Betrachtung der neuen Bundesländer gilt dieser Befund jedoch nicht mehr: Hier liegt der Anteil von Armut bedrohter Menschen im Alter von 65 Jahren und mehr bei mittlerweile 15 Prozent – ein signifikanter Anstieg ausgehend von 9,5 Prozent im Jahr 2003 und

ein höherer Wert als im Durchschnitt der Gesamtbevölkerung. Eine Ursache hierfür ist in den seit 2003 kontinuierlich sinkenden Zahlbeträgen der gesetzlichen Rentenversicherung für ostdeutsche Neurentner zu sehen.¹⁴

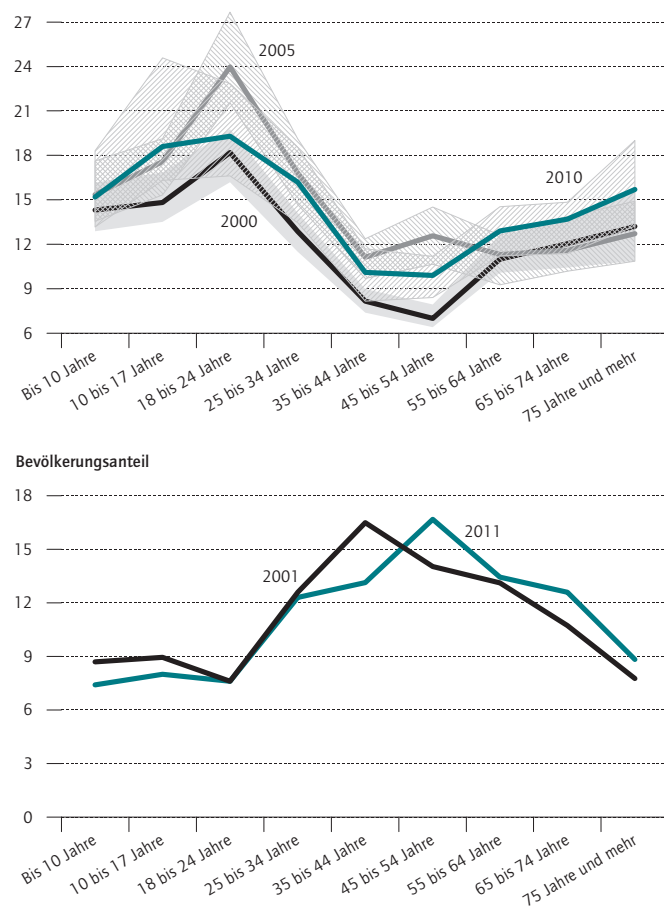
Überdurchschnittlich stark von Armut gefährdet sind ältere Menschen ab 75 Jahren: 16 Prozent dieser Altersgruppe müssen mit einem Einkommen unterhalb der Armutsrisikoschwelle auskommen. Hintergrund ist, dass viele dieser Personen alleine leben; häufig handelt es sich dabei aufgrund der höheren Lebenserwartung von Frauen um Witwen. Zudem müssen Allein-

¹⁴ Vgl. Goebel, J., Grabka, M. M. (2011), a. a. O. So liegt der durchschnittliche Zahlbetrag bei Neurentnern in Ostdeutschland im Jahr 2010 nur bei 785 Euro für Männer und 666 Euro für Frauen.

Abbildung 6

Armutsrisikoquote¹ nach Altersgruppen

Anteile in Prozent



¹ Personen mit weniger als 60 Prozent des Median der verfügbaren Einkommen. Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben inklusive des Mietwerts selbstgenutzten Wohneigentums, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala, Bevölkerungsstruktur des Folgejahres.

Die graue Schattierung zeigt die 95-Prozent-Konfidenzbänder (siehe auch Kasten 3).

Quelle: SOEPv28.

© DIW Berlin 2012

Erwachsene mittleren Alters sind dem geringsten Armutsrisiko ausgesetzt, Jugendliche und junge Erwachsene dem höchsten.

stehende die Fixkosten eines Haushalts alleine tragen, was ihre Ausgabemöglichkeiten beschränkt.¹⁵

Die größten Armutsrisiken lassen sich derzeit für Jugendliche (10 bis 17 Jahre) und junge Erwachsene (18 bis 24 Jahre) beobachten. Bei den jungen Erwachsenen ist dieser Befund auf einen steigenden Anteil von

¹⁵ Zudem zeigt sich seit 2005 eine Veränderung der Struktur der Armutspopulation. Während der Anteil der Personen im erwerbsfähigen Alter seit 2005 an allen von Armut Betroffenen rückläufig ist, nimmt dieser für Menschen ab 55 Jahren seit 2005 zu. Das Armutsrisiko konzentriert sich damit in zunehmendem Maße auf Menschen im höheren Lebensalter.

Personen im tertiären Bildungssystem, insbesondere dem verstärkten Trend zum Hochschulstudium, zurückzuführen, was den Eintritt in den Arbeitsmarkt und die Erzielung von Erwerbseinkommen hinauszögert.¹⁶ Auch der Trend zum Auszug aus dem elterlichen Haushalt erhöht das Risiko, dass die Einkommenssituation von jungen Erwachsenen nahe der Armutsrisikoschwelle liegt.¹⁷ Zudem erfolgt der Einstieg in den Arbeitsmarkt immer häufiger über sogenannte prekäre Beschäftigungsverhältnisse¹⁸ und schlecht bezahlte Praktika, auch die Höhe der Vergütung einer betrieblichen Ausbildung schützt in manchen Fällen nicht vor einer prekären Einkommenslage. So arbeiten mehr als die Hälfte der jungen Erwachsenen im sogenannten Niedriglohnssektor.¹⁹

Nach einem signifikanten Anstieg des Armutsrisikos auf 24 Prozent im Jahr 2005 ist ihre Risikoquote auf 19 Prozent im Jahr 2010 gesunken.²⁰ So stark war der Rückgang in keiner anderen Gruppe.²¹ Bei den 25- bis 34-Jährigen liegt die Armutsrisikoquote zwar niedriger, mit mehr als 16 Prozent in 2005 und 2010 aber immer noch über dem Durchschnitt der Gesamtbevölkerung. Die viel diskutierten prekären Beschäftigungsverhältnisse dürften hier ebenfalls die Hauptursache sein.²²

Für Kinder und Jugendliche²³ zeigt sich in allen drei Beobachtungsjahren ein überdurchschnittliches Armuts-

¹⁶ Vgl. OECD (2011): Education at a glance.

¹⁷ Scherger, S. (2008): Flexibilisierte Lebensläufe? Die Dynamik von Auszug und erster Heirat. In: Szydlik, M. (Hrsg.): Flexibilisierung. Folgen für Arbeit und Familie, Wiesbaden, 193-212.

¹⁸ Keller, B., Schulz, S., Seifert, H. (2012): Entwicklungen und Strukturmerkmale der atypisch Beschäftigten in Deutschland bis 2010. WSI-Diskussionspapier Nr. 182, Düsseldorf.

¹⁹ Kalina, T., Weinkopf, C. (2012), a. a. O.

²⁰ Bei der Gruppe der alleinlebenden jungen Erwachsenen kann nicht ausgeschlossen werden, dass diese Realtransfers aus dem elterlichen Haushalt beziehen, die hier nicht berücksichtigt werden können (dies betrifft zum Beispiel die Übernahme von Wohnkosten oder die Finanzierung von Gebrauchs- und Konsumgütern).

²¹ Dieser Befund ist auch auf die Zunahme der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung von 20- bis 25-Jährigen zu erklären, da zwischen März 2006 und März 2010 diese um 180 000 oder acht Prozent zugenommen hat. Bundesagentur für Arbeit (2012): Arbeitsmarkt in Zahlen – Beschäftigungsstatistik. Sozialversicherungspflichtige Beschäftigte nach Altersgruppen; vgl. auch Brenke, K. (2012): Arbeitslosigkeit in Europa: Jugendliche sind viel stärker betroffen als Erwachsene. DIW Wochenbericht Nr. 30/2012.

²² Zu beachten ist hierbei, dass Personen im Niedriglohnssektor überdurchschnittlich viele Arbeitsstunden leisten, vermutlich um einen gewissen Lebensstandard zu erreichen und nicht in Armut zu fallen, vgl. Brenke, K. (2012): Geringe Stundenlöhne, lange Arbeitszeiten. DIW Wochenbericht Nr. 21/2012.

²³ Vgl. hierzu auch Krause, P., Falkenberg, H., Herzberg, I., Schulze-Buschhoff, J.: Zur Entwicklung von Armutsrisiken bei Kindern, Jugendlichen und jungen Erwachsenen. Auswertungen auf Basis des SOEP. Unveröffentlichtes Manuskript für den 14. Kinder- und Jugendbericht, erscheint voraussichtlich im ersten Quartal 2013. Nach dem Entwurf des 4. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung weisen alle relevanten Datenquellen, wie der Mikrozensus, EU-SILC oder auch die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe, ein zum Teil weit überdurchschnittliches Armutsrisiko für Kinder auf.

risiko. Dieses ist seit 2000 insgesamt leicht gestiegen, jedoch ist dieser Zuwachs statistisch nicht signifikant. Entscheidend für das Risiko, in Armut aufzuwachsen, ist vor allem die Haushaltskonstellation, etwa ob nur ein Elternteil im Haushalt vorhanden ist und vor allem wie die Erwerbsbeteiligung der erwachsenen Haushaltsmitglieder ist.

Alleinerziehende und allein lebende junge Erwachsene besonders von prekärer Einkommenslage betroffen

Die Alleinerziehenden weisen unter allen betrachteten Haushaltstypen nach wie vor mit deutlichem Abstand die höchsten Armutsrisikoquoten auf. Knapp die Hälfte aller Alleinerziehenden mit zwei und mehr Kindern war in 2010 von Einkommensarmut bedroht (Abbildung 7). Alleinerziehende mit einem Kind sind davon zu gut einem Drittel betroffen. Gegenüber 2000 hat sich die entsprechende Quote für beide Gruppen um jeweils sechs Prozentpunkte erhöht, wengleich aufgrund der Stichprobengröße bei dieser kleinen Bevölkerungsgruppe nicht statistisch signifikant. Hauptverantwortlich für die geringen Einkommen der Alleinerziehenden dürfte das Problem der mangelnden Vereinbarkeit von Familie und Beruf sein.

Demgegenüber weisen sowohl verheiratete als auch unverheiratete Paare im erwerbsfähigen Alter mit nur einem oder gar keinem Kind mit unter sechs Prozent das geringste Armutsrisiko auf. Diese Haushalte profitieren von der Möglichkeit, mehr als ein Erwerbseinkommen zu beziehen und die hohen Grundkosten eines Haushalts auf mehrere Schultern verteilen zu können. Nach einer zwischenzeitlichen Steigerung der Armutsrisikoquote um drei Prozentpunkte zwischen 2000 und 2005 ist der Wert mittlerweile wieder identisch mit jenem zu Beginn des Jahrzehnts.

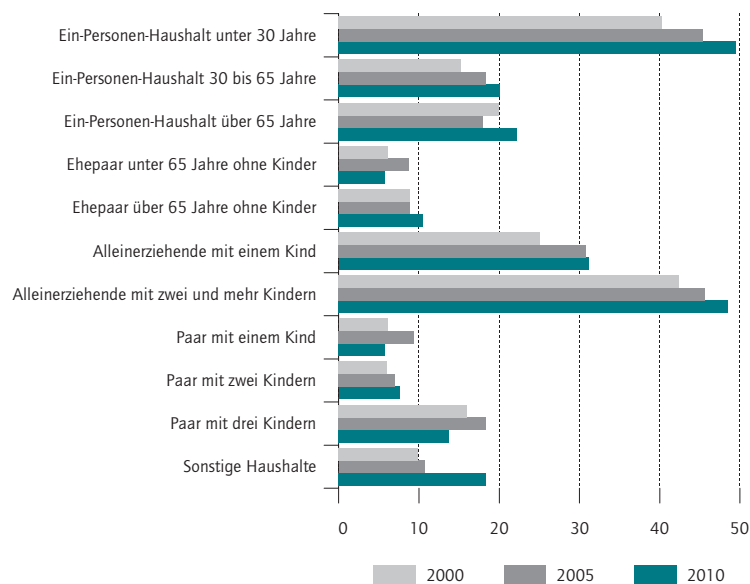
Dass mit einer steigenden Zahl von Kindern ein steigendes Armutsrisiko einhergeht, gilt aber auch für Paarhaushalte: Lebt ein Paar mit drei oder mehr Kindern zusammen, belief sich dessen Armutsrisiko in 2010 auf knapp 14 Prozent. Doch auch für diese Gruppe lässt sich diagnostizieren: Das Armutsrisiko ist zwischen 2005 und 2010 gesunken.

Im Vergleich zu Paaren weisen Alleinlebende ein überdurchschnittliches Armutsrisiko auf. Im mittleren Lebensalter (30 bis 65 Jahre) war 2010 jeder fünfte Alleinlebende von Einkommensarmut betroffen, was einem signifikanten Zuwachs gegenüber 2000 von rund fünf Prozentpunkten oder knapp 600 000 Personen entspricht. Bei den Alleinlebenden im Rentenalter waren 2010 22 Prozent von Armut bedroht, hier insbesondere die Gruppe der allein lebenden Witwen.

Abbildung 7

Armutsrisikoquote¹ nach Haushaltstyp

Anteile in Prozent



¹ Personen mit weniger als 60 Prozent des Median der verfügbaren Einkommen. Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben inklusive des Mietwerts selbstgenutzten Wohneigentums, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala, Bevölkerungsstruktur des Folgejahres.

Quelle: SOEPv28.

Junge Single-Haushalte und Alleinerziehende haben die höchsten Armutsrisiken.

Am stärksten armutsgefährdet ist die – mit einem Bevölkerungsanteil von knapp drei Prozent allerdings sehr kleine – Gruppe der jungen Alleinlebenden bis zu einem Alter von 30 Jahren. Zwar ist aufgrund der Gruppengröße der Anstieg des Armutsrisikos nicht signifikant, aber mit neun Prozentpunkten (2000: 40 Prozent, 2010: 49 Prozent) sehr deutlich. Diese Altersgruppe dürfte in besonderem Maße von der Ausweitung des Niedriglohnsektors und prekärer Beschäftigungsformen betroffen sein, was sich nachteilig auf deren Einkommenssituation auswirkt. So hat sich beispielsweise der Anteil der Vollzeitbeschäftigten in dieser Altersgruppe von 60 Prozent in 2000 auf 45 Prozent in 2010 verringert.

Armutsrisiken trotz Erwerbstätigkeit

Eine Erwerbstätigkeit gilt allgemein hin als der beste Schutz gegen Armut. Zudem ist auch die Höhe der künftigen gesetzlichen Altersrenten an die im Rahmen sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung gezahlten Beiträge gekoppelt. Vor dem Hintergrund des über viele Jahre gewachsenen sogenannten Niedriglohnsektors sowie sozialversicherungsfreier Beschäftigungsverhältnisse, die in der Regel bei 400 Euro begrenzt sind, stellt sich die Frage, ob die im Haushalt erzielten Erwerbs-

Kasten 3

Aktualisierung der SOEP-Daten und Vergleich mit anderen Datenquellen

Die diesen Analysen zu Grunde liegenden Mikrodaten des SOEP (Version v28 auf Basis der 28. Erhebungswelle im Jahr 2011) 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. Unter anderem werden hierzu auch Informationen zur Eigentümerquote bei Wohnungen und Wohnhäusern aus dem Mikrozensus herangezogen. Diese Information wird im Mikrozensus jedoch lediglich alle fünf Jahre erhoben, sodass für die dazwischen liegenden Jahre eine Interpolation notwendig ist. Im Jahr 2011 wurde die Eigentümerquote im Mikrozensus erneut erfasst, sodass in der aktuellen Datenlieferung des SOEP (v28) rückwirkend eine Revision der Gewichtungsfaktoren durchgeführt wurde.

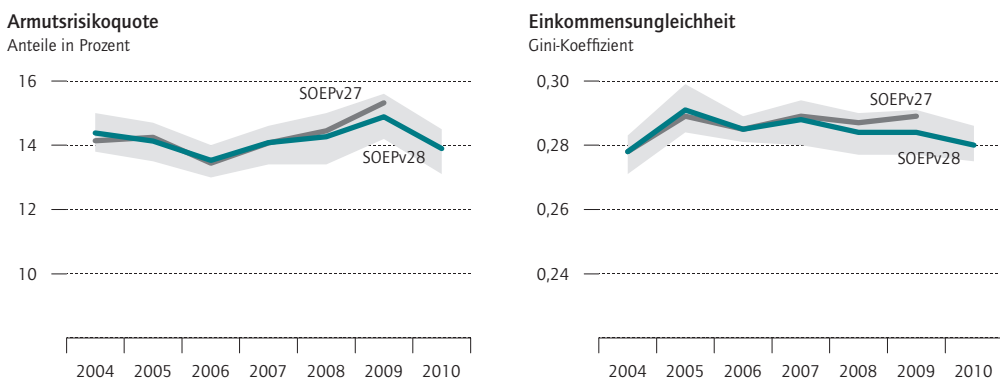
Für die Einkommensjahre 2004 bis 2008 wirkt sich diese Revision nur geringfügig auf die gemessene Einkommens-

gleichheit und die Armutsrisikoquote aus (Abbildung 1). Für das Einkommensjahr 2009 wurde aber in der nicht revidierten Version ohne Berücksichtigung der aktuellen Eigentümerquote sowohl der Grad der Ungleichheit als auch die Armutsrisikoquote um knapp drei Prozent überschätzt. Nach der Version SOEPv27 lag die Armutsrisikoquote 2009 bei 15,3 Prozent, während sie nach den Daten der Version SOEPv28 bei nunmehr 14,9 Prozent liegt. Die Ergebnisse weichen jedoch nicht statistisch signifikant voneinander ab, das heißt sie liegen innerhalb des ohnehin bei der Interpretation der Ergebnisse zu berücksichtigenden statistischen Zufallsfehlers.

Die Nutzung von Stichproben zur Schätzung zum Beispiel des Medians der Einkommensverteilung führt notwendigerweise dazu, dass es zu stichprobenbedingten Zufallsschwankungen kommt. Das Median-Einkommen und daraus abgeleitet auch die Armutsrisikoschwelle und -quote können daher nur innerhalb einer Bandbreite bestimmt werden. Neben der Beachtung von Konfidenzbändern, die mit 95-prozentiger Wahrscheinlichkeit den entsprechenden Wertebereich aufzeigen, sollten nur deutliche Unterschiede als echte Veränderungen interpretiert werden. Betrachtet man zum Beispiel die Armutsrisikoquote für Gesamtdeutschland im letzten Jahrzehnt, zeigt sich, dass nur der Anstieg vom Einkommensjahr 1999 zum Einkommensjahr 2004 statistisch signifikant war, sodass mit großer Wahrscheinlichkeit davon auszugehen ist, dass der in der SOEP-Stichprobe ermittelte Anstieg auch in der Realität tatsächlich stattfand. Für die Jahre

Abbildung 1

Auswirkung der Datenrevision auf Armutsrisikoquote¹ und Ungleichheit



¹ Personen mit weniger als 60 Prozent des Median der verfügbaren Einkommen. Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben inklusive des Mietwerts selbstgenutzten Wohneigentums, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala.

Die graue Schattierung zeigt die 95-Prozent-Konfidenzbänder.

Quellen: SOEPv27 und SOEPv28; Berechnungen des DIW Berlin.

nach 2004 kann man erkennen, dass die Obergrenze des Signifikanzbands im Jahr 2004 bereits höher lag als die Untergrenze in den Jahren danach. Demnach kann man nicht vom einem signifikanten Anstieg der Armutsrisikoquote sprechen.

Im Vergleich zur Sozialberichterstattung des Statistischen Bundesamtes auf Basis des Mikrozensus (siehe www.amtliche-sozialberichterstattung.de) und zum Entwurf des 4. Armuts- und Reichtumsberichts der Bundesregierung wird hier ein höherer Schwellenwert ausgewiesen, ab dem eine Person als armutsgefährdet gilt (826 Euro gegenüber 993 Euro). Dies erklärt sich vor allem aus zwei Faktoren: Der Mikrozensus erfragt – in Form von Einkommensklassen – monatliche Nettoeinkommen, in denen typischerweise unregelmäßige Einkommen wie Kapitaleinkünfte, Weihnachtsgeld oder Boni untererfasst sind, und zudem unterjährige Schwankungen von Einkommensströmen, zum Beispiel aufgrund saisonaler Arbeitslosigkeit, nicht adäquat berücksichtigt werden können. Zudem wird der Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums beim Mikrozensus nicht einbezogen. Diese fiktive, aber hoch relevante Einkommenskomponente macht, gemessen am verfügbaren Einkommen, im Durchschnitt rund fünf Prozent aus.

Innerhalb des SOEP liegen beide Einkommenskonzepte (aktuelle Monateinkommen und Vorjahreseinkommen) zur Messung von Armut vor, sodass deren Entwicklungen direkt miteinander verglichen werden können. Die Abgrenzung von relativer Armut auf Basis von Monateinkommen erfolgt auf ähnliche Weise wie bei den Jahreseinkommen, mit zwei Einschränkungen: Zum einen werden auf der Einkommenseite unregelmäßige Komponenten und „imputed rents“ nicht berücksichtigt. Da das Monateinkommen auf den direkten Angaben durch den Haushaltsvorstand beruht, sind diese Einkommensangaben sehr viel stärker gerundet als die aus vielen Einzelkomponenten zusammengesetzten Jahreseinkommen. Der Median und damit auch die Armutsrisikoschwelle sind jedoch gegenüber Rundungseffekten sensibel.¹

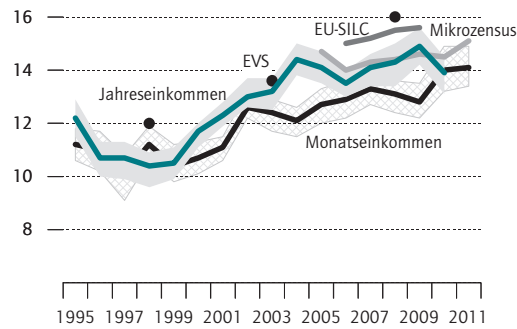
In der Erhebungswelle 28 des SOEP sind 84 Prozent aller Monateinkommensangaben auf 50 Euro gerundet. Um daraus eventuell entstehende Sprünge in der Armutsrisikoquote zu vermeiden, wurde erstmals im SOEP allen Haushalten, die einen runden Wert angaben, ein normalverteilter zufälliger Wert mit dem Mittelwert 0 und der Standardabweichung 1 zugewiesen.² Für die 333 Werte, die genau bei 800 Euro lagen, bedeutet dies beispielsweise, dass sie auf den Wertebereich von 796 bis 803

¹ Drechsler, J., Kiesel, H. (2012): MI double feature: multiple imputation to address nonresponse and rounding errors in income questions simultaneously.

² Zufällig lag die Armutsschwelle in den Daten für 2009 bei nominal 800 Euro, die wiederum von 333 Haushalten angegeben wurden. Dadurch sprang die Armutsquote von 12,3 auf 12,8 Prozent. Hätte die Armutsschwelle bei 801 Euro gelegen, wäre die Quote entsprechend niedriger ausgewiesen worden.

Abbildung 2

Armutsrisikoquoten auf Basis unterschiedlicher Datenquellen
Anteile in Prozent



Die graue Schattierung zeigt die 95-Prozent-Konfidenzbänder.

Quellen: Entwurf des 4. Armuts- und Reichtumsberichts der Bundesregierung (2012): Lebenslagen in Deutschland. BMAS; Monats- und Jahreseinkommen des SOEP: SOEPv28; EVS 1998: 3. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung (2008): Lebenslagen in Deutschland. BMAS; EU-SILC (2010): Pressemitteilung des Statistischen Bundesamtes Nr. 362 vom 17.10.2012.

© DIW Berlin 2012

Euro verteilt werden. Entsprechend der gewählten Zufallsverteilung ist bei etwa 38 Prozent der Fälle die Änderung geringer als 0,5 Euro; sie verbleiben damit auf dem Ursprungswert 800.

Inzwischen liegen mit dem Entwurf des 4. Armuts- und Reichtumsberichts der Bundesregierung (2012) und der amtlichen Sozialberichterstattung auch Ergebnisse für die Armutsrisikoquote aus den Erhebungen zum Mikrozensus, der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) und des europäischen Panels EU-SILC vor.³

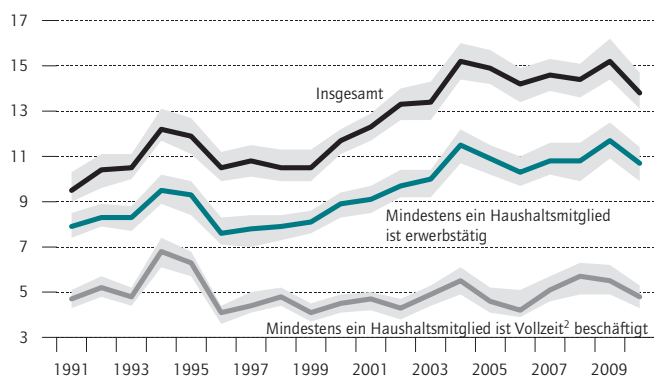
Abbildung 2 vergleicht die fünf verschiedenen Quellen zur Berechnung der Armutsrisikoquote. Der direkte Vergleich verdeutlicht die Unterschiede, die sich aus Abweichungen in den Einkommenskonzepten, der Stichprobenziehung, den Ausschöpfungsquoten und den statistischen Zufallsfehlern ergeben (die Konfidenzbänder für EU-SILC und EVS liegen nicht vor; für den Mikrozensus ist das Konfidenzband aufgrund der Stichprobengröße extrem schmal). Trotz starker methodischer Unterschiede stimmen die Tendenzen dieser verschiedenen Armutsmessungen weitgehend überein, nämlich im deutlichen Anstieg des Armutsrisikos bis etwa 2005 und einem seitdem etwa gleichbleibenden Niveau.

³ Zu einer Diskussion der Vor- und Nachteile der einzelnen Studien vgl. auch Frick, J.R., Krell, K. (2011): Einkommensmessungen in Haushaltspanelstudien für Deutschland: Ein Vergleich von EU-SILC und SOEP. *ASTA - Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv* 5 (3), 221-248.

Abbildung 8

Armutsrisikoquote¹ nach Erwerbsbeteiligung im Haushalt

Anteile in Prozent



¹ Personen mit weniger als 60 Prozent des Median der verfügbaren Einkommen. Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben inklusive des Mietwerts selbstgenutzten Wohneigentums, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala.

² Im Vorjahr überwiegend (6 und mehr Monate) einer Vollzeittätigkeit nachgegangen.

Die graue Schattierung zeigt die 95-Prozent-Konfidenzbänder (siehe auch Kasten 3).

Quelle: SOEPv28, Personen in Haushalten mit Mitgliedern im Alter bis 65 Jahre.

© DIW Berlin 2012

Eine Vollzeitbeschäftigung reduziert das Armutsrisiko nachdrücklich.

einkommen ausreichen, um die Armutsrisikoschwelle im erwerbsfähigen Alter, vor allem jedoch im Rentenalter zu überschreiten.

Ist mindestens eine Person im Haushalt erwerbstätig, ungeachtet, ob in Voll- oder Teilzeit, so reduziert sich das Armutsrisiko etwa um ein Viertel oder drei Prozentpunkte im Jahr 2010 (Abbildung 8). Übt mindestens eine Person eine Vollzeitbeschäftigung aus, so fällt das Armutsrisiko sogar um bis zu zehn Prozentpunkte niedriger aus als für die Gesamtbevölkerung im erwerbsfähigen Alter. Im langjährigen Trend ist erkennbar, dass die Entwicklung des Armutsrisikos von Personen in Haushalten mit mindestens einem Erwerbstätigen (ungeachtet ob Voll- oder Teilzeit) analog der Gesamtentwicklung der Armutsrisikoquoten verläuft. Das heißt: Bis 2005 war ein signifikanter Anstieg zu beobachten, seitdem verharrt das Armutsrisiko bei rund elf Prozent. Anders verhält es sich bei Haushalten, in denen mindestens ein Haushaltsmitglied einer Vollzeitbeschäftigung nachgeht. Dort sind seit gut 15 Jahren nur rund fünf Prozent der Personen von Armut bedroht. Demnach gilt auch weiterhin: Eine Vollzeittätigkeit senkt das Risiko, in relative Einkommensarmut zu fallen, nachhaltig.

Fazit

Die Einkommensungleichheit und das Armutsrisiko haben in Deutschland insgesamt von 2005 bis 2010

nicht zugenommen. Die neuesten Ergebnisse des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) belegen sogar eine seit 2005 rückläufige Ungleichheit der Markteinkommen; wobei für die Zeit nach 2010 auf Basis der SOEP-Daten derzeit noch keine Aussagen möglich sind. Maßgeblichen Einfluss auf die Entwicklung von Einkommensungleichheit und das Armutsrisiko hatte die Verbesserung der Situation auf dem Arbeitsmarkt. Die Arbeitslosenzahl ist seit 2005 merklich gesunken, und die Zahl der Erwerbstätigen – auch die der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten – ist deutlich gestiegen. Zieht man das verfügbare Einkommen heran, also das Einkommen nach staatlichen Transfers und abzüglich direkter Steuern und Sozialabgaben, zeigt sich jedoch ein gemischteres Bild.

Während in Westdeutschland die Entwicklung der Ungleichheit der verfügbaren bedarfsgewichteten Haushaltseinkommen leicht rückläufig ist, nimmt sie im Ostteil des Landes wegen des weiteren Auseinanderklaffens der Einkommensschere am unteren Rand weiter zu. Insgesamt bleibt die Ungleichheit bei den verfügbaren Einkommen im Osten aber unter dem des Westens, im Gegensatz zur Relation bei den Markteinkommen.

Die Einkommenszuwächse und die Verringerung der Ungleichheit in der Verteilung der Einkommen haben indes nicht zu einem deutlichen Rückgang des Armutsrisikos geführt. Während in Deutschland insgesamt im Jahr 2010 mit 14 Prozent ein etwas kleinerer Anteil der Gesamtbevölkerung von höchstens 60 Prozent des mittleren Einkommens leben musste und somit als armutsgefährdet gilt, nimmt das Armutsrisiko in den neuen Bundesländern seit 2006 kontinuierlich zu und erreichte 2010 mit einem Wert von einem Fünftel wieder das Rekordniveau von 2005.

Überdurchschnittlich betroffen von Armut sind weiterhin Jugendliche und junge Erwachsene. Differenziert nach Haushaltstypen sind Alleinerziehende und allein lebende junge Erwachsene im Alter bis 30 Jahre mit einer Armutsrisikoquote von nahezu 50 Prozent besonders gefährdet. Geringfügige Beschäftigungen oder Teilzeittätigkeiten können das Armutsrisiko nur bedingt begrenzen. Zudem erhöht sich mit der Dauer derartiger, häufig auch als prekäre Beschäftigungsverhältnisse bezeichnete Tätigkeiten, langfristig auch das Risiko für Altersarmut, da nicht nur geringere Ansprüche in der gesetzlichen Rentenversicherung erzielt werden, sondern Vorsorge in betrieblicher oder privater Form aufgrund des geringen Einkommens meist nicht finanzierbar ist.²⁴

²⁴ Vgl. Steiner, V., Geyer, J. (2010): Erwerbsbiografien und Alterseinkommen im demografischen Wandel – eine Mikrosimulationsstudie für Deutschland. DIW-Politikberatung kompakt 55, Berlin.

Vor diesem Hintergrund ist es noch zu früh, von einem nachhaltigen Rückgang des Armutsrisikos in Deutschland zu sprechen, zumal sich in jüngster Zeit wieder negative Nachrichten über den Arbeitsmarkt und die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland häufen.²⁵

25 Vgl. zum Beispiel Bundesfinanzministerium (2012): Monatsbericht. 21. September 2012, www.bundesfinanzministerium.de/Content/DE/Monatsberichte/2012/09/Inhalte/Kapitel-5-Wirtschafts-und-Finanzlage/5-1-konjunktur-entwicklung-aus-finanzpolitischer-sicht.html; sowie Fichtner, F. et al. (2012): Herbstgrundlinien 2012. DIW Wochenbericht Nr. 40/2012.

Markus M. Grabka ist Wissenschaftlicher Mitarbeiter der Infrastruktureinrichtung Sozio-oekonomisches Panel (SOEP) am DIW Berlin | mgrabka@diw.de

Jan Goebel ist Leiter des Forschungsdatenzentrums der Infrastruktureinrichtung Sozio-oekonomisches Panel (SOEP) am DIW Berlin | jgoebel@diw.de

Offensichtlich ist es Deutschland aber gelungen, die sozialen und ökonomischen Risiken der Wirtschafts- und Finanzkrise im Jahr 2009 so einzugrenzen, dass die Armutsgefährdung nicht größer wurde. Zwar konnte die massenhafte Kurzarbeit im Jahr 2009 nicht verhindern, dass die Armutsrisikoquote kurz anstieg, jedoch legen die SOEP-Ergebnisse nahe, dass es den wirtschaftlichen Akteuren in der ökonomischen Erholungsphase auch gelungen ist, die zuvor zunehmende Ungleichheit der Einkommensverteilung abzubremsten.

Jürgen Schupp ist Leiter der Infrastruktureinrichtung Sozio-oekonomisches Panel (SOEP) am DIW Berlin | jschupp@diw.de

HAS INCOME INEQUALITY SPIKED IN GERMANY?

Abstract: New analyses of personal income distribution in Germany, based on data from the German Socio-Economic Panel Study (SOEP), show that real market income in private households rose significantly from 2005 to 2010. An increase in real disposable income was also observed. At the same time, the disparity in income distribution decreased

in both western and eastern Germany. However, the latter showed a further spread at the lower end of disposable income distribution. In the course of this development, the poverty risk in western Germany fell slightly from 2009 to 2010, while it remained unchanged in the eastern part of the country.

JEL: D31, I31, I32

Keywords: Income inequality, Poverty risk, SOEP



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

FÜNF FRAGEN AN MARKUS GRABKA

»Leichter Rückgang der Einkommensungleichheit in Westdeutschland«

1. Herr Grabka, Sie haben die Entwicklung der Einkommensungleichheit in Deutschland untersucht. Sind die Einkommen in Deutschland in den letzten 20 Jahren insgesamt gestiegen oder gesunken? Sowohl als auch. In den 90er Jahren hatten wir eine Stagnation der inflationsbereinigten verfügbaren Einkommen. Rund um das Jahr 2000 gab es dann einen leichten Anstieg. Bis zum Ende der 2000er Jahre stagnierten die verfügbaren Einkommen wiederum, und in den letzten zwei, drei Jahren, die wir ausgewertet haben, konnten wir wieder einen erneuten Anstieg beobachten. Das heißt also, die privaten Haushalte haben jetzt wieder etwas mehr Geld zur Verfügung.
2. Wie unterscheiden sich die Ergebnisse in Ost- und Westdeutschland? Schaut man sich die Entwicklung der Einkommensungleichheit zunächst einmal bei den Markteinkommen an, so kann man beobachten, dass zwischen 1991 und 2005 die Einkommensungleichheit in beiden Landesteilen signifikant angestiegen ist. Von 2005 bis 2010 beobachten wir wiederum einen signifikanten Rückgang, der vor allen Dingen der guten Entwicklung am Arbeitsmarkt zu verdanken ist. Schaut man sich dann das verfügbare Einkommen der privaten Haushalte an, zeigt sich allerdings eine unterschiedliche Entwicklung in Ost- und Westdeutschland. So ist die Ungleichheit zwischen 1991 und 2005 zwar in beiden Landesteilen signifikant angestiegen, allerdings kam es seit 2005 in Westdeutschland auch zu einem Rückgang der Einkommensungleichheit. In Ostdeutschland stagniert die Einkommensungleichheit auf dem hohen Niveau.
3. Ist der Höhepunkt der Einkommensungleichheit in Deutschland überschritten? Wir haben in der Tat Anzeichen dafür, dass zumindest seit 2005 der Höhepunkt der Einkommensungleichheit überschritten zu sein scheint, und wir bis 2010 einen leichten Rückgang der Einkommensungleichheit beobachten. Allerdings trübt sich gerade am aktuellen Rand die Konjunktur wieder

ein, sodass wir hier einen Unsicherheitsfaktor haben, weil die sehr positive Entwicklung am Arbeitsmarkt aufgrund der Eurokrise ins Stocken geraten könnte.

4. Hat sich das Armutsrisiko in Deutschland damit verändert? In den 90er Jahren war es so, dass die Quote derjenigen, die mit einem Einkommen unter der Armutsrisikoschwelle lebten, bei etwa elf Prozent lag. Zwischen 1999 und 2005 ist das Armutsrisiko in Deutschland insgesamt signifikant auf einen Wert zwischen 14 und 15 Prozent angestiegen. Seitdem verharrt die Armutsrisikoquote auf diesem Niveau. Für Ostdeutschland zeigt sich, dass das Armutsrisiko insgesamt in allen Beobachtungsjahren über dem Wert von Westdeutschland lag, und 2010 hat sogar das Armutsrisiko in Ostdeutschland einen Wert von knapp einem Fünftel der Bevölkerung erreicht.
5. Welche Altersgruppen tragen das höchste Armutsrisiko? Bei den Altersgruppen ist zu beobachten, dass erwartungsgemäß Menschen im mittleren Lebensalter, also zwischen 35 und 55 Jahren ein unterdurchschnittliches Armutsrisiko haben, weil diese mitten im Erwerbsleben stehen. Nach dem Renteneintritt steigt das Armutsrisiko leicht an, und ab 75 Jahren kann man eher ein überdurchschnittliches Armutsrisiko beobachten. Das höchste Armutsrisiko zeigt sich allerdings in Deutschland derzeit bei jungen Erwachsenen und Jugendlichen. Dahinter verbirgt sich unter anderem die Problematik, dass junge Erwachsene länger im Bildungssystem verbleiben. Zudem muss man hier auch das Stichwort „Generation Praktikum“ aufgreifen und feststellen, dass gerade junge Erwachsene oft in prekären Beschäftigungsverhältnissen arbeiten.

Das Gespräch führte Erich Wittenberg.



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

Frühe Förderung und Betreuung von Kindern: Bedeutende Unterschiede bei der Inanspruchnahme besonders in den ersten Lebensjahren

Von Pia S. Schober und C. Katharina Spieß

Von einer frühen Förderung und Betreuung können Kinder und ihre Eltern profitieren. Wir gehen der Frage nach, ob diese Angebote von allen Familien genutzt werden und welche Unterschiede es im Hinblick auf die sozioökonomische Ressourcenausstattung von Familien gibt. Auf der Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) und der Spezialstudie FiD (Familien in Deutschland) vergleichen wir Kinder von Alleinerziehenden, Kinder mit Migrationshintergrund, Kinder in Niedrigeinkommenshaushalten und Kinder von Müttern mit niedrigem Bildungsniveau mit Kindern aus anderen Familien. Es zeigt sich, dass in Gesamtdeutschland mit wenigen Ausnahmen insbesondere jüngere Kinder dieser Gruppen bei der formalen Förderung und Betreuung unterrepräsentiert sind. Bei der Nutzung von nonformalen Angeboten trifft dies teilweise auch auf Kinder im Kindergartenalter zu. Wenn man zusätzliche relevante sozioökonomische Merkmale wie zum Beispiel die Erwerbstätigkeit der Mutter berücksichtigt, erhält man das differenziertere Bild, dass in Westdeutschland insbesondere jene Kinder unter drei Jahren in Kindertageseinrichtungen unterrepräsentiert sind, deren Eltern zu Hause überwiegend nicht Deutsch sprechen. Wenn der Migrationshintergrund darüber erfasst wird, ob mindestens ein Elternteil einen solchen Hintergrund hat, findet man nicht mehr, dass diese Kinder eine signifikant geringere Nutzungswahrscheinlichkeit haben. In Ostdeutschland sind Kinder aus Haushalten, die Arbeitslosengeld II empfangen, signifikant unterrepräsentiert. Bei der Nutzung nonformaler Förderangebote sind die Unterschiede noch größer. Diese Angebote werden von Kindern fast aller Gruppen mit einer geringeren Ressourcenausstattung in beiden Altersgruppen signifikant weniger genutzt.

In der ökonomischen Literatur der letzten Jahre wird zunehmend auf die hohe Bedeutung einer guten frühkindlichen Bildung und Betreuung hingewiesen.¹ Dabei zeigen insbesondere US-amerikanische Analysen, aber auch andere Studien aus dem internationalen Forschungsraum, dass die Rendite einer qualitativ hochwertigen frühkindlichen Bildung in außerfamilialen Betreuungseinrichtungen für Kinder aus Familien mit einer geringeren Ressourcenausstattung besonders hoch ist. Mittel- und langfristig ziehen sie einen besonders hohen Nutzen aus einer qualitativ guten Förderung, die außerhalb der Familie stattfindet, aber dennoch Familien in die Förderung miteinbezieht.² Dabei macht sich die Ressourcenausstattung an sozioökonomischen Merkmalen fest, wie zum Beispiel einem geringen Haushaltseinkommen, einer niedrigen Bildung der Mutter, dem Status „alleinerziehendes Elternteil“ oder einem Migrationshintergrund.

Kinder in Familien mit einer geringeren Ressourcenausstattung profitieren aber nicht nur aufgrund einer guten Förderung in einer Einrichtung, sondern für diese Familien ist auch wichtig, dass eine frühkindliche Betreuung ihren Eltern eine Vereinbarkeit von Familie und Beruf ermöglichen kann. Insbesondere in Haushalten mit einem niedrigen Einkommen ist ein zusätzliches Erwerbseinkommen aus wirtschaftlichen Gründen von hoher Bedeutung – wenn beide Elternteile erwerbstätig sein müssen, sind sie auf eine außerfamiliale Betreuung angewiesen. Dies trifft ebenso auf alleinerziehende Elternteile zu.

¹ Vgl. zusammenfassend Barnett, W.S. (2011): Effectiveness of Early Educational Intervention. *Science*, 333, 975–978.

² Viele der Programme, für die sehr hohe Renditen berechnet wurden, umfassen neben einer guten pädagogischen Qualität für Kinder auch explizite Programmelemente für Eltern. Vgl. dazu auch die Ergebnisse von Kosten-Nutzen-Analysen in diesem Bereich, Karoly, L.A. (2012): Towards Standardization of Benefit-Cost Analysis of Early Childhood Interventions. *Journal of Benefit-Cost Analysis*, 3 (1), 4. Beitrag.

Neben formalen Förderangeboten sind auch nonformale bedeutsam

In Deutschland stellen Kindertageseinrichtungen in der frühen Kindheit die zentralen sogenannten *formalen Förderangebote* außerhalb der Familie dar. Neben diesen formalen Angeboten nutzen Kinder bereits in der frühen Kindheit auch sogenannte *nonformale Förderangebote*.³ Diese Angebote finden in der Regel außerhalb des staatlich finanzierten und regulierten Bildungs- und Betreuungssystems statt, sie umfassen zum Beispiel sportliche, musische oder andere künstlerische Angebote und Eltern-Kind-Gruppen, die nicht wie Kindertageseinrichtungen der öffentlich geförderten Kinder- und Jugendhilfe zuzuordnen sind. Beiden Förderangeboten ist das Ziel gemeinsam, die kindliche Entwicklung positiv zu begleiten.⁴ Kindertageseinrichtungen zielen zusätzlich darauf ab, Eltern bei der Vereinbarung von Beruf und Familie zu unterstützen.⁵

Nachdem in Deutschland in den letzten Jahren der Ausbau der Förderung und Betreuung von Kindern unter drei Jahren in Kindertageseinrichtungen und der Tagespflege beschlossen wurde (U3-Ausbau) und der Kindergarten zu einer breit etablierten Einrichtung geworden ist, stellt sich die Frage, ob Kinder aus Familien mit einer geringeren Ressourcenausstattung frühkindliche Förderangebote in gleichem Umfang nutzen wie Kinder aus anderen Familien. Für das deutsche Betreuungssystem, das im Gegensatz zu den anglo-amerikanischen Systemen einen universellen und nicht zielgruppenspezifischen Ansatz verfolgt,⁶ ist diese Frage von besonderer Bedeutung: Denn es geht darum, ob in diesem System tatsächlich alle Kinder vertreten sind. Bevor diese Frage im Folgenden empirisch beantwortet wird, werden vorab jene deutschen Spezifika betrachtet, die etwaige Nutzungsunterschiede bereits im Vorfeld erklären können.

³ *Formale Förderung beziehungsweise Bildung* kann definiert werden als institutionalisierte und kontinuierliche Bildung in mehrheitlich staatlich finanzierten Institutionen (wie Kindertageseinrichtungen und Schulen). Unter *nonformaler Förderung beziehungsweise Bildung* wird beabsichtigtes und gezieltes Fördern und Lernen außerhalb klassischer Bildungs- und Betreuungsinstitutionen verstanden.

⁴ Inwiefern nonformale Förderangebote tatsächlich die kindliche Entwicklung positiv beeinflussen, wurde auf der Grundlage repräsentativer empirischer Untersuchungen nur wenig erforscht. Vgl. dazu Mühler, G., Spieß, C. K. (2008): Informelle Förderangebote: Eine empirische Analyse ihrer Nutzung in der frühen Kindheit. Zeitschrift für Erziehungswissenschaft, Sonderheft, 11 (10), 29–46.

⁵ Vgl. dazu auch § 22 Absatz 2 Kinder- und Jugendhilfegesetz (KJHG).

⁶ Spieß, C. K. (2010): Sieben Ansatzpunkte für ein effektiveres und effizienteres System der frühkindlichen Bildung in Deutschland. In: Apolte, T., Vollmer, U. (Hrsg.): Bildungsökonomik und Soziale Marktwirtschaft. Stuttgart, 3–18.

Bedarfskriterien einer Nutzung von Kindertageseinrichtungen

Angebote der Kindertagesbetreuung stehen in Deutschland jedem Kind im Alter ab drei Jahren zur Verfügung: Dann besteht bundesweit ein Rechtsanspruch auf einen Platz in einer Kindertagesbetreuung, wenn auch nur halbtags. Für Kinder unter drei Jahren regeln Bedarfskriterien den Anspruch auf eine Nutzung. Mit dem Tagesbetreuungsausbaugesetz (TAG, 2005) wurde geregelt, dass Kindern unter drei Jahren eine Förderung in einer Kindertagesbetreuung zusteht, wenn erstens das Wohl des Kindes ohne eine entsprechende Förderung nicht gewährleistet werden kann und/oder zweitens beide Eltern erwerbstätig sind oder sich in einer Bildungsmaßnahme befinden beziehungsweise Leistungen zur Eingliederung in Arbeit im Sinne des Sozialgesetzbuchs (SGB) II erhalten.⁷ Mit dem Kinderförderungsgesetz (KiFöG, 2009) wurde darüber hinaus ein Rechtsanspruch auf Kindertagesbetreuung ab dem ersten Lebensjahr zum August 2013 eingeführt. Darüber hinaus haben einzelne Bundesländer und Kommunen diese Bedarfskriterien erweitert – in manchen Regionen haben Kinder schon früher einen Anspruch auf einen Platz in einer Kindertageseinrichtung.⁸ Hinzu kommen spezifische regionale Regelungen, die zum Beispiel vorsehen, dass Alleinerziehende bei der Bedarfsplanung besonders zu berücksichtigen sind oder eine höhere öffentliche Förderung möglich ist, falls Kinder mit einem Sprachförderbedarf in der Einrichtung sind.⁹

Vor diesem Hintergrund wäre zu erwarten, dass im U3-Bereich insbesondere Kinder erwerbstätiger Eltern und Kinder von Alleinerziehenden und in einigen Regionen eventuell auch Familien mit Migrationshintergrund in Kindertageseinrichtungen überrepräsentiert sind – für ältere Kinder sind kaum Unterschiede zu erwarten.

Bisher kaum expliziter Fokus auf Gruppen mit geringer Ressourcenausstattung

Empirische Arbeiten auf der Basis unterschiedlicher Datensätze, wie dem Mikrozensus, dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP), unterschiedlichen Surveydaten des DJI, wie zum Beispiel den AID:A-Daten¹⁰ zeigen, dass tatsächlich unterschiedliche sozioökonomi-

⁷ Vgl. § 24 a Kinder- und Jugendhilfegesetz (KJHG).

⁸ Vgl. dazu zum Beispiel die Aufstellung im Ländermonitor frühkindliches Bildungssystem der Bertelsmann Stiftung (2012), www.laendermonitor.de/, Stand September 2012.

⁹ Vgl. dazu ausführlicher Spiess, C. K., Berger, E. M., Groh-Samberg, O. (2008): Overcoming disparities and expanding access to early childhood services in Germany: Policy Considerations and Funding Options. UNICEF Innocenti Research Centre Working Paper IWP-2008-03. Florenz.

¹⁰ AID:A steht für „Aufwachsen in Deutschland: Alltagswelten“.

sche Gruppen die Kindertagesbetreuung nutzen:¹¹ Wie zu erwarten, belegen diese Studien, dass bei jüngeren Kindern die Erwerbstätigkeit der Mutter eine große Bedeutung hat. Es zeigt sich, dass ältere Kinder, solche mit einer erwerbstätigen Mutter, Kinder, deren Mütter ein höheres Bildungsniveau aufweisen und Kinder ohne Migrationshintergrund mit einer höheren Wahrscheinlichkeit eine Kindertageseinrichtung nutzen als die jeweilige Referenzgruppe. Außerdem nutzen Kinder Alleinerziehender häufiger öffentlich geförderte Bildungs- und Betreuungsangebote. Für Kinder im Kindergartenalter zeigt sich, dass deren Nutzungsverhalten ebenfalls mit dem Alter des Kindes, der Anzahl der Geschwister, der Teilzeiterwerbstätigkeit der Mutter, der Gemeindegröße, dem Migrationshintergrund und in einigen Studien mit dem Haushaltseinkommen zusammenhängt. Mit wenigen Ausnahmen liegt der Fokus dieser Studien jedoch nicht explizit auf Gruppen mit einer geringen Ressourcenausstattung. Selbst wenn diese Gruppen fokussiert werden, werden Unterschiede zwischen den Altersgruppen nicht betrachtet, ebenso wenig wie Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland. Dies ist vor dem Hintergrund, dass sich die Bil-

dungs- und Betreuungssysteme für Kinder unter drei Jahren und ältere Kinder und in Ost- und Westdeutschland nach wie vor signifikant unterscheiden, eher überraschend. Eine Erklärung dafür sind die bisher verfügbaren Daten, eine weitere Differenzierung war häufig nicht möglich. Mit den Daten von *Familien in Deutschland* (FiD) steht seit einigen Monaten Forschern ein neuer Datensatz zur Verfügung, der in Kombination mit den vom DIW Berlin in Zusammenarbeit mit TNS Infratest Sozialforschung erhobenen Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) analysiert werden kann (Kasten). Die FiD-Daten erlauben es, Familienhaushalte mit einer geringeren Ressourcenausstattung und insbesondere jene mit sehr jungen Kindern detaillierter zu untersuchen.

Außerdem fokussieren bisherige Arbeiten entweder ausschließlich auf formale oder nonformale Angebote – in diesem Beitrag betrachten wir die Nutzung beider Förderangebote, die entweder komplementär oder auch alternativ genutzt werden können.¹²

Neue Analysen von Nutzungswahrscheinlichkeiten

Basierend auf den FiD- und SOEP-Daten des Jahres 2010 werden im Folgenden die Nutzungsanteile und -wahr-

11 Geier, B., Riedel, B. (2008): Ungleichheiten der Inanspruchnahme öffentlicher frühpädagogischer Angebote. Einflussfaktoren und Restriktionen elterlicher Betreuungsentscheidungen. Zeitschrift für Erziehungswissenschaft, 10, 11-28; Fuchs, K. (2006): Wovon der Besuch einer Kindertageseinrichtung abhängt ...! In: Rauschenbach, T. (Hrsg.): Kinder- und Jugendhilfereport 2. Analysen, Befunde und Perspektiven. Weinheim, 157-173; Spiess, C. K., Büchner, C. (2009): Children who attend formal day care do better in school – even many years later in secondary school. In: DIW Weekly Report, 5; oder Kreyenfeld, M. (2007): Kinderbetreuung und soziale Ungleichheit. In: Becker, R., Lauterbach, W. (Hrsg.): Bildung als Privileg – Erklärungen und Befunde zu den Ursachen von Bildungsungleichheit. Wiesbaden, 99-123.

12 Die Nutzung nonformaler Förderangebote in der frühen Kindheit ist bisher nur wenig empirisch untersucht, vgl. dazu Schmiade, N., Spieß, C. K. (2010): Einkommen und Bildung beeinflussen die Nutzung frühkindlicher Angebote außer Haus. Wochenbericht des DIW Berlin Nr. 45/2010; und Spieß, C. K., Mühlner, G. (2008): Informelle Förderangebote. Zeitschrift für Erziehungswissenschaft, 10, 29-46.

Kasten

Familien in Deutschland (FiD)

Die Daten von „Familien in Deutschland“ (FiD) stellen für Deutschland eine wichtige projektbezogene Erweiterung der statistischen Datenbasis über Privathaushalte dar. Die Erhebung wird seit 2010 vom DIW Berlin in Zusammenarbeit mit TNS Infratest Sozialforschung im Auftrag zweier Bundesministerien durchgeführt. FiD wird zurzeit insbesondere zur Evaluation ehe- und familienpolitischer Leistungen genutzt. Für FiD werden Personen in Haushalten befragt, die für die Familienpolitik bedeutsame Teilgruppen darstellen:

- Familien im „kritischen Einkommensbereich“
- alleinerziehende Familien
- Familien mit mehreren Kindern sowie
- Familien mit sehr jungen Kindern.

Die seit 2010 erhobenen FiD-Daten sind in Struktur und Inhalten sehr stark an das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) angelehnt und können – quasi als Erweiterung des SOEP – auch gemeinsam mit diesem ausgewertet werden. Im Jahr 2011 wurden mehr als 4 500 Haushalte befragt, wobei es sich zum größten Teil um Wiederholungsbefragungen von 2010 gezogenen Fällen handelt. Gut 900 Haushalte dienten im Jahr 2011 als Aufstockung der Fallzahlen von alleinerziehenden und Mehrkinderfamilien.

Seit April 2012 stehen die Daten der wissenschaftlichen Community zur Verfügung – bisher kann die erste Welle aus dem Jahr 2010 gemeinsam mit dem SOEP ausgewertet werden. Die FiD-Daten können am DIW Berlin unter soepmail@diw.de angefordert werden. Nähere Informationen unter www.diw.de/fid-soep.

scheinlichkeiten von ausgewählten Gruppen mit einer geringeren Ressourcenausstattung im Vergleich zu allen anderen Familien analysiert.

Wir betrachten die folgenden Gruppen:

(1) Kinder mit Migrationshintergrund, die von der Nutzung frühkindlicher Bildungsangebote insbesondere unter sprachlichen Gesichtspunkten profitieren können, sofern die deutsche Sprache in den Familien wenig oder überhaupt nicht gesprochen wird.¹³ Dabei unterscheiden wir drei Gruppen: (a) Kinder, bei denen mindestens ein Elternteil einen Migrationshintergrund hat, (b) Kinder, bei denen beide Elternteile einen Migrationshintergrund haben und (c) Kinder, bei denen beide Elternteile überwiegend nicht Deutsch zu Hause sprechen. Wir konzentrieren uns hier auf Westdeutschland, da für Ostdeutschland die Fallzahlen der Familien mit Migrationshintergrund zu klein sind.

(2) Kinder aus einkommensschwachen Haushalten und dabei insbesondere Kinder aus Haushalten, die öffentliche Transfers beziehen. Internationale wie nationale Studien geben viele Hinweise darauf, dass für sie Kindertageseinrichtungen von besonderer Bedeutung sein können.¹⁴ Dabei definieren wir ein geringes Einkommen in Analogie zu der FiD-Definition.¹⁵ Außerdem betrachten wir spezifisch die Gruppe der Haushalte, die Arbeitslosengeld II oder Sozialgeld beziehen.¹⁶

(3) Kinder, deren Mütter ein niedriges Bildungsniveau aufweisen. Hier können formale und nonformale Bildungsangebote einen Beitrag dazu leisten, die intergenerationale Bildungsmobilität zu erhöhen.¹⁷ Wir definieren Mütter mit einem niedrigen Bildungsniveau als Mütter, die keine Berufsausbildung haben.

(4) Kinder alleinerziehender Haushalte. Ihre Mütter profitieren insbesondere von der Betreuungsfunktion einer Kindertagesbetreuung – dies ist insofern von großer Bedeutung, da sie einem besonders hohen Armuts-

risiko ausgesetzt sind und eine Erwerbstätigkeit dieses Armutsrisiko reduzieren kann.¹⁸ Mütter werden dann als alleinerziehend betrachtet, wenn kein Partner im Haushalt lebt.¹⁹

Unsere Analysen basieren auf Haushaltserhebungen und haben damit den Vorteil, dass eine Vielzahl von weiteren Informationen des Haushalts und der im Haushalt lebenden Personen statistisch berücksichtigt werden können. Dies ist mit den Daten der amtlichen Kinder- und Jugendhilfestatistik nicht möglich, die zwar seit einigen Jahren den Anteil von Kindern mit Migrationshintergrund ausweist, die eine Kindertagesbetreuung besuchen, dabei aber nicht andere Faktoren wie die Bildung oder die Erwerbstätigkeit der Mütter erfassen kann. Der Befund, dass Kinder mit Migrationshintergrund in deutschen Kindertageseinrichtungen in jüngeren Jahren unterrepräsentiert sind,²⁰ kann sich grundsätzlich verändern, wenn andere Merkmale berücksichtigt werden.

Außerdem hat die FiD-Befragung den Vorteil, dass alle Haushalte, die keine Tagesbetreuung für ihre Kinder nutzen, nach den Gründen für eine Nichtnutzung gefragt werden. Auch hier können wir unterscheiden, ob sich Gruppen mit einer geringeren Ressourcenausstattung von anderen Familien unterscheiden. Über die Gründe, warum keine nonformalen Angebote genutzt werden, liegen keine Informationen vor.

Signifikante Unterschiede in der Nutzung und dem täglichen Betreuungsumfang

Zunächst wird betrachtet, inwiefern sich die Nutzung der vier Gruppen von anderen Familien unterscheidet (Tabelle 1). Bei der Nutzung formaler Angebote betrachten wir für Kinder unter drei Jahren den Anteil der Kinder der jeweiligen Gruppe, die eine Kindertageseinrichtung besuchen. Da ab dem vierten Lebensjahr sehr viel mehr Kinder eine Kindertagesbetreuung nutzen, weisen wir für ältere Kinder aus, ob sie eine Tagesbetreuung halbtags oder ganztags – das heißt mehr als fünf Stunden am Tag – nutzen. In Hinblick auf die Vereinbarkeit von Familie und Beruf kann davon ausgegangen

¹³ Becker, B. (2010): Wer profitiert mehr vom Kindergarten? Die Wirkung der Kindergartenbesuchsdauer und Ausstattungsqualität auf die Entwicklung des deutschen Wortschatzes bei deutschen und türkischen Kindern. *Kölner Zeitschrift für Soziologie*, 62, 139–163.

¹⁴ Holz, G., Hock, B. (2006): Infantilisierung von Armut begreifbar machen – Die AWO-ISS-Studien zu familiärer Armut. *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, 75 (1), DIW Berlin, 77–88.

¹⁵ Im Kontext der FiD-Erhebung wird ein Haushalt als *Niedrigeinkommenshaushalt* bezeichnet, wenn der Haushalt mit seinem monatlichen Einkommen unter 1 500 beziehungsweise 2 500 Euro liegt – abhängig von der Anzahl der Familienmitglieder.

¹⁶ Im Folgenden sprechen wir der Einfachheit halber nur von *ALG-II-Haushalten*.

¹⁷ Bauer, T., Riphahn, R. (2010): Kindergartenbesuch und intergenerationale Bildungsmobilität. *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, 79 (3), DIW Berlin, 121–132.

¹⁸ Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend und Deutsches Rotes Kreuz (Hrsg.) (2012): Gesamtwirtschaftliche Effekte einer Ganztagsbetreuung von Kindern von Alleinerziehenden. Köln.

¹⁹ Wir betrachten nur alleinerziehende Mütter, da die Zahl der alleinerziehenden Väter zu klein ist für eine separate Analyse.

²⁰ Statistisches Bundesamt (2012): Kinder unter 3 Jahren mit Migrationshintergrund seltener in Kindertagesbetreuung. Pressemitteilung 39/12. Darüber hinaus weist die Kinder- und Jugendhilfestatistik den Anteil von Kindern aus, bei denen die im Haushalt am meisten gesprochene Sprache Deutsch ist, und es wird erfasst, wie viele Kinder in den Einrichtungen eine (drohende) Behinderung aufweisen, vgl. dazu www.laendermonitor.de, Stand September 2012.

Tabelle 1

Sozio-ökonomische Unterschiede in den Anteilen der Nutzung frühkindlicher Förder- und Betreuungsangebote im Jahr 2010 In Prozent¹

	Alleinerziehend	Mindestens ein Elternteil mit Migrationshintergrund	Beide Eltern mit Migrationshintergrund	Beide Eltern sprechen überwiegend nicht Deutsch	Niedriges Einkommen	ALG-II-Empfänger	Mutter ohne Berufsausbildung	Alle anderen Familien
Kinder unter drei Jahren								
Westdeutschland								
Formale Förderung	27	18	14	10	13	15	12	27
Nonformale Förderung	22	29	23	17	23	15	11	53
Ostdeutschland								
Formale Förderung	33	k.S.	k.S.	k.S.	39	21	34	54
Nonformale Förderung	11	k.S.	k.S.	k.S.	19	7	18	32
Deutschland								
Formale Förderung	29	18	14	10	20	17	15	31
Nonformale Förderung	18	23	23	16	22	13	12	49
Zahl der Beobachtungen (N)	303	1226	718	323	1115	343	633	1045
Kinder von drei Jahren bis zum Schulalter								
Westdeutschland								
Formale Förderung halbtags	28	45	41	51	42	39	44	54
Formale Förderung ganztags	59	46	51	42	42	44	43	39
Nonformale Förderung	51	50	47	44	43	33	36	76
Ostdeutschland								
Formale Förderung halbtags	9	k.S.	k.S.	k.S.	9	11	16	14
Formale Förderung ganztags	77	k.S.	k.S.	k.S.	88	81	80	84
Nonformale Förderung	29	k.S.	k.S.	k.S.	46	33	40	56
Deutschland								
Formale Förderung halbtags	23	44	40	50	35	31	41	47
Formale Förderung ganztags	63	47	50	43	51	55	47	47
Nonformale Förderung	45	50	46	37	44	33	36	72
Zahl der Beobachtungen (N)	373	913	535	225	864	305	510	768

¹ k.S.: zu kleine Stichprobengröße.

Quellen: SOEP v27.2; FiD v2.0; gewichtete Analyse.

© DIW Berlin 2012

Die sozio-ökonomischen Unterschiede sind in den ersten Lebensjahren größer als später.

werden, dass ganztägige Angebote sehr viel eher eine Erwerbstätigkeit ermöglichen als eine Betreuung von vier Stunden pro Tag. Inwiefern für Kinder halbtägige oder ganztägige Förderangebote vorteilhafter sind, lässt sich vorab und allgemein nur bedingt feststellen – es liegen hierzu wenige empirische Studien auf der Basis repräsentativer Daten vor. Wenige Hinweise gibt es auf der Grundlage von US-Daten. So gibt es zum Beispiel Hinweise darauf, dass kognitive Fähigkeiten von Kindern aus Haushalten mit einem niedrigen Einkommen sich mit zunehmender Betreuungsintensität eher verbessern, während ihr sozio-emotionales Verhalten nicht beeinflusst wird.²¹ Bei der nonformalen Förderung von Kindern im Kindergartenalter weisen wir Nutzungsquo-

ten aus, da es hier noch eine große Varianz in der bloßen Nutzung gibt (Tabelle 1).

Für Kinder unter drei Jahren zeigen sich in Westdeutschland für fast alle vier betrachteten Gruppen und Untergruppen niedrigere Nutzungsquoten bei der formalen Förderung als für Kinder anderer Familien. Eine Ausnahme sind Kinder von Alleinerziehenden – sie unterscheiden sich hier nicht von Kindern aus anderen Familien. Für die Gruppe der Kinder, deren Eltern zu Hause überwiegend nicht Deutsch sprechen, ist der Unterschied am deutlichsten: Nur zehn Prozent dieser Kinder nutzen eine Kindertagesbetreuung – im Gegensatz zu 27 Prozent der Kinder anderer Familien. Die Unterschiede werden noch deutlicher, wenn nonformale Förderangebote betrachtet werden. Hier nutzt jedes zweite Kind aller anderen Familien ein entsprechendes Angebot, in den spezifischen Gruppen sind es deutlich weniger Kinder: Wenn die Mutter ein nied-

²¹ Loeb, S., Bridges, M., Bassok, D., Fuller, B., Rumberger, R.W. (2007): How much is too much? The influence of preschool centers on children's social and cognitive development. *Economics of Education Review*, 26 (1), 52–66.

riges Bildungsniveau hat, sind es zum Beispiel nur elf Prozent.

Für Ostdeutschland ergibt sich insofern ein ähnliches Bild, als Kinder aus anderen Familien höhere Nutzungsquoten (einer formalen Förderung) aufweisen – quer über alle Gruppen. Hier fallen die relativ geringen Anteile der Kinder von Alleinerziehenden und der Kinder aus Arbeitslosengeld-II-Haushalten auf: 33 Prozent beziehungsweise 21 Prozent versus 54 Prozent bei Kindern anderer Familien. Zwar nutzen in Ostdeutschland insgesamt weniger Kinder nonformale Angebote – aber auch hier sind deutlich geringere Nutzungsquoten bei den Kindern der spezifischen Gruppen zu beobachten.

Bei Kindern im Alter von drei Jahren und älter zeigen sich in Westdeutschland Unterschiede dahingehend, dass Kinder, die einer der vier Gruppen angehören, sehr viel eher ganztägig formale Angebote nutzen als Kinder anderer Familien. Dies trifft insbesondere auf Kinder alleinerziehender Eltern zu. Nonformale Förderangebote in dieser Altersgruppe werden von über 70 Prozent der Kinder aus sonstigen Familien genutzt – sehr viel mehr als von jeder anderen Gruppe. Insbesondere fällt der relativ geringe Nutzungsanteil von Kindern auf, die in Arbeitslosengeld-II-Haushalten leben: Nur 33 Prozent von ihnen nehmen im Kindergartenalter diese Förderung in Anspruch.

In Ostdeutschland ist das Bild etwas anders, was die formale Förderung angeht. Es sind keine so bedeutenden Unterschiede zwischen den Gruppen festzumachen, mit Ausnahme der relativ geringen Nutzung einer formalen Förderung von Kindern alleinerziehender Eltern (halbtägig oder ganztägig): 86 Prozent versus 98 Prozent der Kinder anderer Familien. In Hinblick auf nonformale Angebote zeigt sich auch in Ostdeutschland eine deutlich geringere Nutzung der drei Gruppen, allerdings sind auch hier die Unterschiede nicht so groß wie in Westdeutschland.

Gründe für eine Nichtnutzung

Für die Gründe, warum Kinder unter drei Jahren keine Kindertagesbetreuung nutzen, können wir differenzierte Analysen nur für Gesamtdeutschland und Westdeutschland ausweisen, für Ostdeutschland sind die Fallzahlen zu gering (Tabelle 2). Zunächst ist festzuhalten, dass nahezu in allen betrachteten Gruppen etwa 80 Prozent der befragten Mütter angeben, dass ihr Kind zu jung sei. Ein fast genauso hoher Anteil von Müttern aus anderen Familien meint, dass sie ihr Kind selber aufziehen möchten. Bei den Gruppen mit geringeren Ressourcen ist dies weniger häufig, hier bewegen sich diese Anteile zwischen 62 und 68 Prozent. Drei Viertel der Mütter anderer Familien meinen, dass sie sowieso zu Hause

wären – bei Familien mit Migrationshintergrund sind es etwas weniger. Daneben gibt es andere Gründe, die nichts mit den Präferenzen der Familien zu tun haben: So meinen ein Viertel aller Mütter, dass die Kosten zu hoch wären – bemerkenswert ist, dass hier kaum Unterschiede zwischen den Gruppen festzumachen sind. Ein wichtiger Grund, der nicht mit einer Präferenz für eine Familienbetreuung zu tun hat, ist der Befund, dass keine Plätze verfügbar waren. Diese Eltern sind rationierte Nachfrager – sie würden eine Kindertagesbetreuung nutzen, wenn sie verfügbar wäre. Hier fällt auf, dass insbesondere alleinerziehende Mütter und Mütter, die in Arbeitslosengeld-II-Haushalten leben, angeben, dass sie keinen Platz erhalten haben – bei beiden Gruppen ist dies jede dritte Mutter. Bei der Gruppe der Alleinerziehenden mag dies überraschen, da sie teilweise in einigen Regionen bei der Platzvergabe bevorzugt werden – möglicherweise bleibt dennoch ein großer Bedarf ungedeckt. Bei anderen Familien waren dies mit 15 Prozent deutlich weniger Mütter. Nach eigenen Angaben sind somit insbesondere jene Gruppen besonders rationiert, die von einer Nutzung grundsätzlich besonders profitieren könnten. Eine zu weite Distanz zur Einrichtung, unpassende Öffnungszeiten oder auch ein zu zeitaufwendiger Transport haben keine größere Bedeutung.

Nutzungsunterschiede, wenn andere Faktoren miteinbezogen werden

Weitere Analysen berücksichtigen noch andere Faktoren, welche mit der Wahrscheinlichkeit, Förderangebote zu nutzen, zusammenhängen. Dabei berücksichtigen wir in der Analyse das Alter der Kinder, die Anzahl der Geschwister, die Erwerbstätigkeit der Mütter und ob die Eltern in Ausbildung sind, die potentiellen Möglichkeiten, informelle Betreuungsangebote durch Großeltern zu nutzen²² sowie Indikatoren zur Erfassung der regionalen Betreuungsangebote und der regionalen Arbeitsmarktsituation. Wir berücksichtigen auch das Haushaltsnettoeinkommen, gleichwohl wir Niedrigeinkommenshaushalte bereits gesondert erfassen. Damit testen wir die Hypothese, dass es einen nicht linearen Zusammenhang zwischen Einkommen und Nutzung von Förderangeboten gibt. Das heißt, wenn trotz Berücksichtigung des Nettoeinkommens der Zusammenhang für Niedrigeinkommenshaushalte noch statistisch signifikant ist, gibt es Hinweise darauf, dass insbesondere im unteren Einkommensbereich niedrigere Nutzungswahrscheinlichkeiten vorliegen.

Dargestellt sind in den folgenden Abbildungen jeweils nur die *marginalen Effekte* der relevanten Gruppen auf

²² Diese potentielle Möglichkeit wird darüber erfasst, ob eine Großmutter in der Nähe der Familie wohnt.

Tabelle 2

Gründe für die Nichtinanspruchnahme einer formalen Förderung und Betreuung für Kinder unter drei Jahren im Jahr 2010In Prozent¹

	Alleinerziehend	Mindestens ein Elternteil mit Migrationshintergrund	Beide Eltern mit Migrationshintergrund	Beide Eltern sprechen überwiegend nicht Deutsch	Niedriges Einkommen	ALG-II-Empfänger	Mutter ohne Berufsausbildung	Alle anderen Familien
Westdeutschland								
Kind ist zu jung	78	79	82	80	79	77	80	81
Möchte mein Kind selber aufziehen	67	68	66	62	67	68	65	77
Bin sowieso zuhause und kann Kind betreuen	75	69	68	72	74	75	71	76
Kind soll Zeit mit Geschwistern verbringen	11	24	26	31	22	16	24	25
Kosten sind zu hoch	24	26	26	22	25	21	23	24
Keine Plätze verfügbar	29	23	22	24	24	31	20	15
Distanz zu groß	6	4	4	4	4	4	6	2
Öffnungszeiten unpassend	7	6	3	3	5	4	3	7
Transport zu zeitaufwendig	4	4	4	4	4	4	5	3
Deutschland insgesamt								
Kind zu jung	74	79	81	80	78	74	79	81
Möchte mein Kind selber aufziehen	66	68	65	62	66	65	67	75
Bin sowieso zuhause und kann Kind betreuen	73	69	68	73	74	75	72	73
Kind soll Zeit mit Geschwistern verbringen	11	24	26	32	22	16	27	23
Kosten sind zu hoch	19	26	25	21	24	18	22	22
Keine Plätze verfügbar	32	23	22	24	24	31	21	15
Distanz zu groß	6	4	4	5	4	4	4	2
Öffnungszeiten unpassend	6	6	3	4	5	4	4	7
Transport zu zeitaufwendig	4	4	4	4	3	4	5	2
Zahl der Beobachtungen (N)	169	798	499	241	740	227	460	577

¹ Mehrfachnennungen möglich. Aufgrund sehr geringer Zustimmungszahlen sind die Ergebnisse für die Begründung „Kind hat chronische Krankheit“ nicht dargestellt.

Quellen: SOEP v27.2; FiD v2.0; gewichtete Analyse.

© DIW Berlin 2012

Alleinerziehende und ALG-II-Empfängerinnen geben häufiger an, keinen Betreuungsplatz für ihr Kind erhalten zu haben.

die Wahrscheinlichkeit, eine Kindertageseinrichtung zu nutzen (Altersgruppe bis drei Jahre, Abbildungen 1 und 2) beziehungsweise auf die Wahrscheinlichkeit eine Kindertageseinrichtung ganztags zu nutzen, im Vergleich zu einer halbtägigen Nutzung (drei Jahre bis Schuleintritt, Abbildungen 5 und 6).²³ Darüber hinaus schätzen wir die Wahrscheinlichkeit, eine nonformale Förderung zu nutzen, für die beiden Altersgruppen sowie für Ost- und Westdeutschland getrennt (Abbildungen 3, 4, 7 und 8). Es werden zunächst die Ergebnisse dargestellt, die auf Regressionsmodellen beruhen, welche den Zusammenhang mit der Zugehörigkeit zu einer der von uns spezifisch betrachteten Gruppen ab-

bilden. Das heißt, es handelt sich um Modelle, die die folgenden Merkmale erfassen: alleinerziehend, Migrationshintergrund, geringes Einkommen und geringe mütterliche Bildung. Diese Modelle werden als Modelle ohne Kontrollvariablen bezeichnet. Danach werden jene Modelle dargestellt, welche die oben aufgeführten Kontrollvariablen erfassen. Alle Modelle werden für Ost- und Westdeutschland getrennt berechnet.²⁴

Die Unterschiede zwischen den Modellen ohne und mit Kontrollvariablen zeigen, dass es durchaus einen Unterschied macht, ob weitere Merkmale berücksichtigt werden oder nicht – mehrheitlich werden die Unterschiede kleiner und verlieren teilweise an statisti-

²³ Aufgrund der geringen Unterschiede zwischen den Gruppen sind die weiteren Modelle zur Nichtnutzung versus Halbtagsinanspruchnahme von Kindertageseinrichtungen für die älteren Kinder nicht dargestellt.

²⁴ Die vollständigen Schätzergebnisse sind von den Autorinnen auf Anfrage erhältlich.

scher Signifikanz. Dies macht einmal mehr deutlich, wie bedeutsam es ist, mehrere Merkmale berücksichtigen zu können. So ermöglichen es multivariate Analysen zum Beispiel, Unterschiede bei der Nutzung im Hinblick auf den Migrationshintergrund nicht allein auf diesen, sondern auch auf Erwerbstätigkeit oder andere Merkmale zurückzuführen.

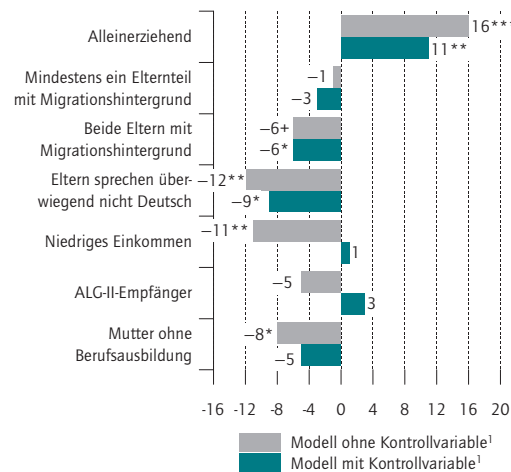
Für ein Kind unter drei Jahren, das in allen erfassten Merkmalen dem Durchschnitt entspricht, beträgt die Wahrscheinlichkeit, dass es eine Kindertageseinrichtung besucht (Abbildung 1, Basiswahrscheinlichkeit) in beiden Modellvarianten in Westdeutschland 27 Prozent. In Ostdeutschland ist die Basiswahrscheinlichkeit mit 54 Prozent höher (Abbildung 2). Im Vergleich dazu haben Alleinerziehende in Westdeutschland eine um 16 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit, eine formale Förderung und Betreuung zu nutzen. Auch wenn Kontrollvariablen berücksichtigt werden, steigt die Wahrscheinlichkeit noch um elf Prozentpunkte. In Ostdeutschland ist der Unterschied zwischen den Modellen

ähnlich, aber nicht statistisch signifikant. Im Hinblick auf den Migrationshintergrund zeigt sich, dass Kinder, bei denen mindestens ein Elternteil einen Migrationshintergrund hat, eine Kindertagesbetreuung nicht mit einer signifikant geringeren Wahrscheinlichkeit nutzen. Einen statistisch signifikanten Unterschied findet man vielmehr für Kinder, bei denen beide Eltern einen Migrationshintergrund haben oder bei denen beide Eltern überwiegend nicht Deutsch zu Hause sprechen. Die Wahrscheinlichkeit reduziert sich um zwölf beziehungsweise neun Prozentpunkte. Niedrigeinkommensbezieher in Westdeutschland sind auch mit einer statistisch geringeren Wahrscheinlichkeit in einer formalen Förderung und Betreuung, sobald aber das Haushaltsnettoeinkommen berücksichtigt wird, wird dieser Zusammenhang insignifikant. Allerdings erhöht sich mit dem Haushaltsnettoeinkommen die Nutzungswahrscheinlichkeit signifikant.

Bemerkenswert ist für das ostdeutsche Sample der Zusammenhang im Hinblick auf den Bezug von Arbeitslosengeld II: Dieser Zusammenhang verringert sich zwar erheblich, wenn andere Variablen statistisch berücksichtigt werden – aber immer noch zeigt sich, dass Kinder aus diesen Haushalten eine um zwölf Prozentpunkte statistisch signifikant niedrigere Wahrscheinlichkeit haben, eine Tagesbetreuung zu besuchen. Die

Abbildung 1

Nutzungswahrscheinlichkeit formaler Förderung – Kinder unter drei Jahren in Westdeutschland
Differenzen zur Basiswahrscheinlichkeit in Prozentpunkten



¹ Basiswahrscheinlichkeit 27 Prozent.

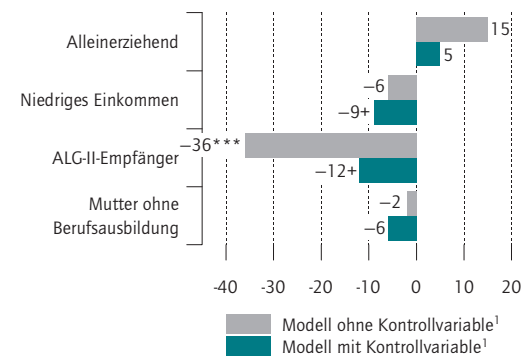
Anmerkung: Die marginalen Effekte basieren auf Probit-Regressionen. Die drei Gruppen, in denen mindestens ein oder beide Elternteile Migrationshintergrund haben beziehungsweise überwiegend nicht Deutsch sprechen, sind alternative Spezifikationen und werden nicht im gleichen Modell berücksichtigt. Die Modelle mit Kontrollvariablen berücksichtigen die im Text erwähnten weiteren Kontrollvariablen. Basiswahrscheinlichkeiten beziehen sich auf ein Kind, das keiner der vier spezifischen Gruppen angehört und durchschnittliche Merkmale bei allen Kontrollvariablen aufweist. + p<0,1, *** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05.

Quellen: SOEP v27.2; FID v2.0.

Ein Migrationshintergrund beider Eltern ist mit niedriger Nutzungswahrscheinlichkeit verbunden.

Abbildung 2

Nutzungswahrscheinlichkeit formaler Förderung – Kinder unter drei Jahren in Ostdeutschland
Differenzen zur Basiswahrscheinlichkeit in Prozentpunkten



¹ Basiswahrscheinlichkeit 54 Prozent.

Anmerkung: Die marginalen Effekte basieren auf Probit-Regressionen. Die Modelle mit Kontrollvariablen berücksichtigen die im Text erwähnten weiteren Kontrollvariablen. Basiswahrscheinlichkeiten beziehen sich auf ein Kind, das keiner der vier spezifischen Gruppen angehört und durchschnittliche Merkmale bei allen Kontrollvariablen aufweist. + p<0,1, *** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05.

Quellen: SOEP v27.2; FID v2.0.

In Ostdeutschland besuchen Kinder von ALG-II-Beziehern weniger häufig eine Kindertageseinrichtung

niedrige Bildung der Mutter weist, wenn andere Einflüsse berücksichtigt werden, keinen statistisch signifikanten Zusammenhang mit der formalen Förderung und Betreuung auf.

Nun zur Nutzung von nonformalen Förderangeboten in den ersten drei Lebensjahren: Ein Kind, das durchschnittliche Merkmale aufweist, hat in Westdeutschland eine Nutzungswahrscheinlichkeit (Basiswahrscheinlichkeit) von etwa 50 Prozent, in Ostdeutschland von etwa 30 Prozent (Abbildungen 3 und 4). Hier zeigt sich eindeutig, dass Kinder mit Migrationshintergrund – unabhängig davon, wie dieser erfasst wird, eine geringere Wahrscheinlichkeit haben, diese Förderangebote zu nutzen, auch wenn andere Merkmale berücksichtigt werden. Wenn zu Hause wenig Deutsch gesprochen wird, ist die Wahrscheinlichkeit um 21 Prozentpunkte geringer – eine deutlich niedrigere Wahrscheinlichkeit als bei der Inanspruchnahme formaler Angebote. Der Zusammenhang mit dem niedrigen Einkommen wird in Westdeutschland sehr viel geringer und insignifikant, wenn

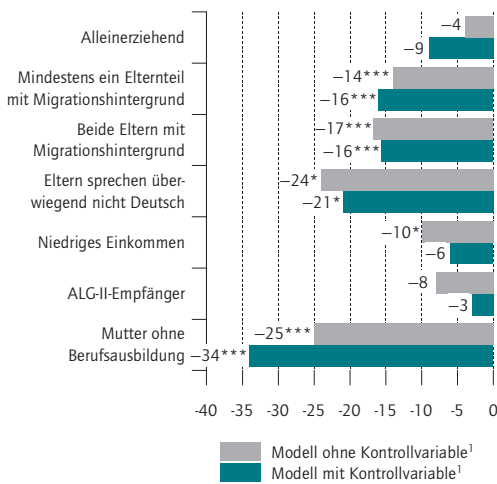
andere Faktoren berücksichtigt werden. In Ostdeutschland dagegen bleibt er signifikant, wenn andere Merkmale berücksichtigt werden: Die Wahrscheinlichkeit einer Nutzung sinkt bei Kindern aus Niedrigeinkommenshaushalten um zehn und bei Arbeitslosengeld-II-Haushalten um 16 Prozentpunkte. Die Bildung der Mutter macht nur für Westdeutschland einen Unterschied, der allerdings mit 34 Prozentpunkten erheblich ist.

Für Kinder im Alter von drei Jahren bis zum Schuleintritt zeigt sich, dass in Westdeutschland Kinder alleinziehender Eltern mit einer sehr viel höheren Wahrscheinlichkeit eine Kindertageseinrichtung ganztägig besuchen (Abbildung 5, Basiswahrscheinlichkeit): Bei einem Kind mit sonst durchschnittlichen Merkmalen steigt die Wahrscheinlichkeit von etwa 40 auf fast 70 Prozent. In Ostdeutschland finden sich diesbezüglich keine signifikanten Unterschiede (Abbildung 6). Bemerkenswert ist, dass unabhängig davon, ob beide Eltern oder nur ein Elternteil einen Migrationshintergrund hat, diese Kinder mit einer größeren Wahrscheinlichkeit Ganztagsangebote nutzen – hier hat die zu Hause gesprochene Sprache allerdings keine Bedeutung. Hinsichtlich des niedrigen Einkommens zeigt sich nur für Ostdeutschland bei Berücksichtigung weiterer Merkma-

Abbildung 3

Nutzungswahrscheinlichkeit nonformaler Förderung – Kinder unter drei Jahren in Westdeutschland

Differenzen zur Basiswahrscheinlichkeit in Prozentpunkten



¹ Basiswahrscheinlichkeit 53 Prozent.

Anmerkung: Die marginalen Effekte basieren auf Probit-Regressionen. Die drei Gruppen, in denen mindestens ein oder beide Elternteile Migrationshintergrund haben beziehungsweise überwiegend nicht Deutsch sprechen, sind alternative Spezifikationen und werden nicht im gleichen Modell berücksichtigt. Die Modelle mit Kontrollvariablen berücksichtigen die im Text erwähnten weiteren Kontrollvariablen. Basiswahrscheinlichkeiten beziehen sich auf ein Kind, das keiner der vier spezifischen Gruppen angehört und durchschnittliche Merkmale bei allen Kontrollvariablen aufweist. + p<0,1, *** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05.

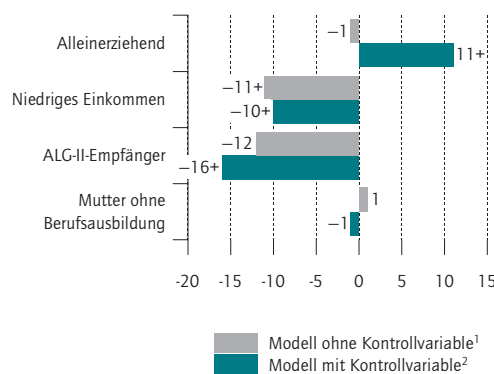
Quellen: SOEP v27.2; FID v2.0.

Kinder mit Migrationshintergrund und Kinder von Müttern mit niedriger Bildung nutzen nonformale Angebote deutlich weniger.

Abbildung 4

Nutzungswahrscheinlichkeit nonformaler Förderung – Kinder unter drei Jahren in Ostdeutschland

Differenzen zur Basiswahrscheinlichkeit in Prozentpunkten



¹ Basiswahrscheinlichkeit 32 Prozent.

² Basiswahrscheinlichkeit 29 Prozent.

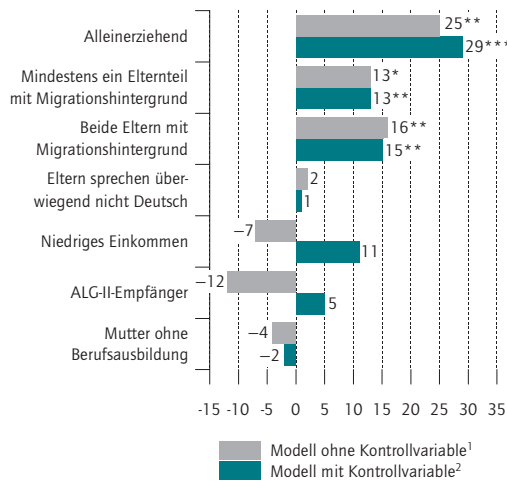
Anmerkung: Die marginalen Effekte basieren auf Probit-Regressionen. Die Modelle mit Kontrollvariablen berücksichtigen die im Text erwähnten weiteren Kontrollvariablen. Basiswahrscheinlichkeiten beziehen sich auf ein Kind, das keiner der vier spezifischen Gruppen angehört und durchschnittliche Merkmale bei allen Kontrollvariablen aufweist. + p<0,1, *** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05.

Quellen: SOEP v27.2; FID v2.0.

In Ostdeutschland hängt niedriges Einkommen oder ALG-II-Bezug mit niedriger Nutzungswahrscheinlichkeit nonformaler Angebote zusammen.

Abbildung 5

Wahrscheinlichkeit einer Ganztags- gegenüber einer Halbtagsnutzung formaler Förderung – Kinder von drei Jahren bis zum Schulalter in Westdeutschland
Differenzen zur Basiswahrscheinlichkeit in Prozentpunkten



1 Basiswahrscheinlichkeit 39 Prozent.

2 Basiswahrscheinlichkeit 38 Prozent.

Anmerkung: Die marginalen Effekte basieren auf multinomial logistischen Regressionen. Die drei Gruppen, in denen mindestens ein oder beide Elternteile Migrationshintergrund haben beziehungsweise überwiegend nicht Deutsch sprechen, sind alternative Spezifikationen und werden nicht im gleichen Modell berücksichtigt. Die Modelle mit Kontrollvariablen berücksichtigen die im Text erwähnten weiteren Kontrollvariablen. Basiswahrscheinlichkeiten beziehen sich auf ein Kind, das keiner der vier spezifischen Gruppen angehört und durchschnittliche Merkmale bei allen Kontrollvariablen aufweist. + p<0,1, *** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05.

Quellen: SOEP v27.2; FID v2.0.

© DIW Berlin 2012

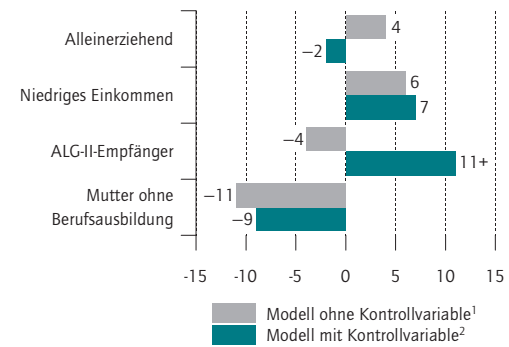
Alleinerziehende und Familien mit Migrationshintergrund nutzen Tageseinrichtungen für ihre Kinder häufiger ganztags.

le ein signifikanter Zusammenhang: Kinder in Haushalten, die Arbeitslosengeld II beziehen, haben eine um elf Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit, eine Tagesbetreuung ganztägig zu besuchen im Vergleich zu halbtägiger Nutzung. Allerdings nutzen in Westdeutschland Familien mit höheren Einkommen eher eine ganztägige Betreuung (ohne Abbildung). Weder in Ost- noch in Westdeutschland zeigt sich ein statistisch signifikanter Zusammenhang mit der Bildung der Mutter.

Im Kindergartenalter ändert sich auch das Nutzungsverhalten bei den nonformalen Förderangeboten (Abbildungen 7 und 8). In Westdeutschland beträgt die Wahrscheinlichkeit einer Nutzung für ein Kind mit durchschnittlichen Merkmalen dann etwa 77 Prozent, in Ostdeutschland etwa 55 Prozent (Basiswahrscheinlichkeit). In Westdeutschland haben Migrationshintergrund und Einkommen eine Bedeutung: Bei mindestens einem Elternteil mit Migrationshintergrund sinkt

Abbildung 6

Wahrscheinlichkeit einer Ganztags- gegenüber einer Halbtagsnutzung formaler Förderung – Kinder von drei Jahren bis zum Schulalter in Ostdeutschland
Differenzen zur Basiswahrscheinlichkeit in Prozentpunkten



1 Basiswahrscheinlichkeit 83 Prozent.

2 Basiswahrscheinlichkeit 91 Prozent.

Anmerkung: Die marginalen Effekte basieren auf multinomial logistischen Regressionen. Die Modelle mit Kontrollvariablen berücksichtigen die im Text erwähnten weiteren Kontrollvariablen. Basiswahrscheinlichkeiten beziehen sich auf ein Kind, das keiner der vier spezifischen Gruppen angehört und durchschnittliche Merkmale bei allen Kontrollvariablen aufweist. + p<0,1, *** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05.

Quellen: SOEP v27.2; FID v2.0.

© DIW Berlin 2012

Im Osten Deutschlands ist die ganztägige Nutzung von Kindertageseinrichtungen durch ältere Kinder in allen Gruppen verbreitet.

die Wahrscheinlichkeit um sieben Prozentpunkte. Kinder aus Haushalten mit einem niedrigen Einkommen haben auch bei der Berücksichtigung anderer Einflüsse eine um neun Prozentpunkte niedrigere Wahrscheinlichkeit, diese Angebote zu nutzen. Die höchsten Unterschiede weist hier allerdings die Gruppe der Kinder auf, deren Mütter keine Berufsausbildung haben: Ihre Wahrscheinlichkeit, eine nonformale Förderung zu nutzen, ist in Westdeutschland mit 26 Prozentpunkten deutlich geringer.

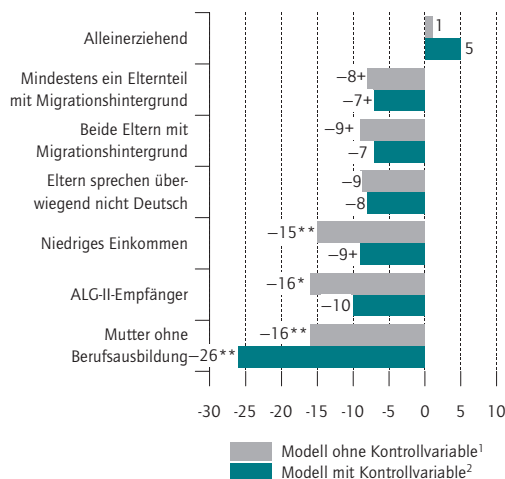
Fazit und politische Schlussfolgerungen

In letzter Zeit wurde in der öffentlichen Debatte immer wieder betont, dass Kinder mit Migrationshintergrund in jüngeren Jahren in Kindertageseinrichtungen unterrepräsentiert seien. Unserer Analysen zeigen, dass bei Berücksichtigung anderer Merkmale, die den Besuch von Einrichtungen für die Kinder von Deutschen und Migranten beeinflussen, dies vorrangig auf Kinder zutrifft, bei denen beide Elternteile einen Migrationshintergrund haben oder bei denen die Eltern zu Hause überwiegend nicht Deutsch sprechen. Diese Kinder besuchen in den ersten Lebensjahren aber nicht nur mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit formale Förder-

Abbildung 7

Nutzungswahrscheinlichkeit nonformaler Förderung – Kinder von drei Jahren bis zum Schulalter in Westdeutschland

Differenzen zur Basiswahrscheinlichkeit in Prozentpunkten



1 Basiswahrscheinlichkeit 76 Prozent.

2 Basiswahrscheinlichkeit 78 Prozent.

Anmerkung: Die marginalen Effekte basieren auf Probit-Regressionen. Die drei Gruppen, in denen mindestens ein oder beide Elternteile Migrationshintergrund haben beziehungsweise überwiegend nicht Deutsch sprechen, sind alternative Spezifikationen und werden nicht im gleichen Modell berücksichtigt. Die Modelle mit Kontrollvariablen berücksichtigen die im Text erwähnten weiteren Kontrollvariablen. Basiswahrscheinlichkeiten beziehen sich auf ein Kind, das keiner der vier spezifischen Gruppen angehört und durchschnittliche Merkmale bei allen Kontrollvariablen aufweist. + p<0,1, *** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05.

Quellen: SOEP v27.2; FID v2.0.

© DIW Berlin 2012

Die Nutzung nonformaler Förderangebote ist bei westdeutschen Kindern am geringsten, wenn ihre Mütter eine niedrige Bildung haben.

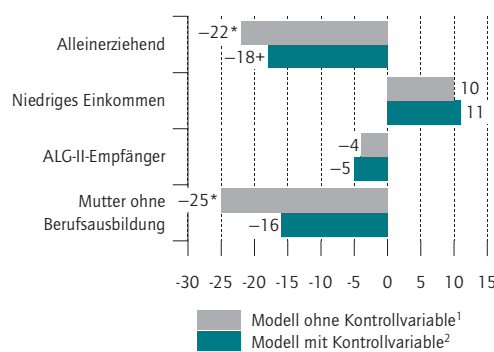
und Betreuungsangebote. Noch größer sind die Unterschiede bei der Nutzung nonformaler Angebote. Diese nutzen auch Kinder, bei denen mindestens ein Elternteil einen Migrationshintergrund hat, mit einer deutlich geringeren Wahrscheinlichkeit. Dies ist ein Befund, der aufgrund der Bedeutung eines frühen Erwerbs der deutschen Sprache bemerkenswert ist.

Außerdem weisen Kinder von Arbeitslosengeld-II-Empfängern sowohl in Ost- als auch Westdeutschland eine deutlich geringere Nutzung auf, und zwar sowohl bei formalen als auch bei nonformalen Angeboten. Diese Kinder sind also bei zwei Fördersystemen unterrepräsentiert, dabei gibt es aus der Armutsforschung Hinweise darauf, wie wichtig eine Förderung und Betreuung für diese Kinder und auch ihre Eltern sein kann. Inwiefern der Rechtsanspruch auf eine Kindertagesbetreuung ab dem zweiten Lebensjahr dazu führen wird, dass diese Kinder Tageseinrichtungen stärker nutzen, bleibt abzuwarten. Immerhin geben zwischen 20 und

Abbildung 8

Nutzungswahrscheinlichkeit nonformaler Förderung – Kinder von drei Jahren bis zum Schulalter in Ostdeutschland

Differenzen zur Basiswahrscheinlichkeit in Prozentpunkten



1 Basiswahrscheinlichkeit 56 Prozent.

2 Basiswahrscheinlichkeit 55 Prozent.

Anmerkung: Die marginalen Effekte basieren auf Probit-Regressionen. Die Modelle mit Kontrollvariablen berücksichtigen die im Text erwähnten weiteren Kontrollvariablen. Basiswahrscheinlichkeiten beziehen sich auf ein Kind, das keiner der vier spezifischen Gruppen angehört und durchschnittliche Merkmale bei allen Kontrollvariablen aufweist. + p<0,1, *** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05.

Quellen: SOEP v27.2; FID v2.0.

© DIW Berlin 2012

Für Ostdeutschland ergeben sich bei der Nutzung nonformaler Förderung keine großen Unterschiede, wenn man andere Einflüsse berücksichtigt.

30 Prozent der Mütter der Gruppen mit geringerer Ressourcenausstattung an, dass kein Platz verfügbar war.

Im Hinblick auf nonformale Förderangebote könnte das Bildungs- und Teilhabepaket der Bundesregierung²⁵ für bedürftige Kinder zu einem Anstieg in der Nutzung führen – auch hier müssen künftige Analysen zeigen, ob diese Maßnahme erfolgreich ist. Bemerkenswert ist jedoch auch, dass Alleinerziehende in Westdeutschland in der Kindertagesbetreuung überrepräsentiert sind – gleichwohl meinen 30 Prozent der Alleinerziehenden, dass sie keinen Platz für ihr Kind erhalten haben, also noch einen weiteren Förder- und Betreuungsbedarf haben.

Bei Kindern im Alter von drei Jahren und älter sind die Unterschiede sehr viel geringer – hier hat der bereits 1996 eingeführte Rechtsanspruch auf einen Kindergartenplatz vermutlich mit dazu beigetragen, dass nahezu alle Kinder eine Tagesbetreuung nutzen, zumindest für die letzten ein bis zwei Jahre vor der Schule. Für diese Altersgruppe sind Unterschiede im täglichen Betreuungsumfang festzumachen: Kinder mit Migra-

25 www.bildungspaket.bmas.de/, Stand September 2012.

tionshintergrund nutzen eher ganztägige Angebote – allerdings nicht die Gruppe der Familien, die zu Hause überwiegend nicht Deutsch sprechen, obwohl diese Gruppe von einer deutschsprachigen Betreuungsumgebung grundsätzlich besonders profitieren könnte.

Nonformale Förderangebote werden in Westdeutschland von Kindern im Kindergartenalter deutlich weniger genutzt, wenn ihre Eltern ein geringes Einkommen haben oder ihre Mutter keine Berufsausbildung hat. Wenn nicht im familialen Umfeld oder auch in formaler Betreuung entsprechende kompensatorische För-

derangebote erfolgen, kann dies zu einer Benachteiligung dieser Kinder führen. Kindertageseinrichtungen müssten sich demnach insbesondere diesen Gruppen zuwenden, die außerhalb der Kindertageseinrichtung keine weitere Förderung erhalten. In dieser Hinsicht könnte eine größere zielgruppenspezifische öffentliche Förderung von Kindertageseinrichtungen ein richtiger Ansatzpunkt sein.²⁶

Pia S. Schober ist wissenschaftliche Mitarbeiterin in der Fokussierten Abteilung Bildungspolitik am DIW Berlin | pschober@diw.de

26 Spieß, C.K. (2010), a. a. O.

C. Katharina Spieß ist Leiterin der Fokussierten Abteilung Bildungspolitik am DIW Berlin | kspiess@diw.de

EARLY YEARS EDUCATION AND CHILD CARE: SIGNIFICANT DIFFERENCES IN UTILIZATION

Abstract: Both children and their parents can benefit from early education and child care. We investigate whether the various provisions are utilized by all families and what differences there are in terms of the socio-economic resources available to them. On the basis of the German Socio-Economic Panel Study (SOEP) and the special dataset "Families in Germany" (FiD), we compare children of single parents, children with a migration background, children in low-income households, and children of mothers with a low level of education with children from other families. The findings show that, with a few exceptions, particularly younger children from these four groups are underrepresented in formal education and child care in Germany as a whole. With regard to utilization of non-formal provi-

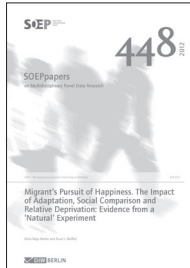
sions, this sometimes also applies to children aged three years to school age. If additional relevant socio-economic characteristics such as the mother's occupation are taken into account, a more detailed picture emerges, showing that particularly under-three-year-olds whose parents do not mostly speak German at home are underrepresented in day care facilities in western Germany. However, this does not apply to children with at least one parent with a migration background. Children from households receiving unemployment benefit II are significantly underrepresented in eastern Germany. The differences are even greater as far as non-formal provisions are concerned. For both age groups, these are used significantly less by children in almost all groups with more limited resources.

JEL: I24, I28.

Keywords: child care, disadvantaged groups, early education.

SOEPPapers No. 448/2012

Silvia Maja Melzer, Ruud J. Muffels



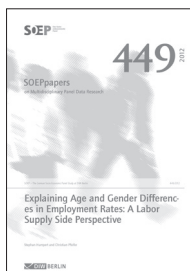
Migrant's Pursuit of Happiness – The Impact of Adaption, Social Comparison and Relative Deprivation: Evidence from a 'Natural' Experiment

The German reunification, which several economists have called a 'natural' experiment, provides the unique possibility to inquire the impact of migration on subjective well-being (SWB). The main goal of the research is to assess the impact of adaptation, social comparison and relative deprivation on the change in SWB associated with moving from Eastern to Western Germany after the German reunification in 1989. We suspect that the gains or losses in subjective well-being after migration are affected by the way migrants adapt to their new economic conditions, by with whom migrants compare themselves (that is, their reference group), their former peers in the East or their new peers in the West, and how well they integrate into the new society, that means whether they are relatively deprived with respect to earnings or not. We estimate fixed- and random-effects Generalized Least Square panel regression models. Our results indicate a positive and lasting effect of migration on SWB, although it is strongly suppressed by dissatisfaction resulting from the comparison of migrants' income with the incomes of their former peers in East Germany and the relatively higher earnings of their new peers in West Germany. Moreover, our analyses provide an explanation for the increase of SWB associated with an increase in income found in East Germany after the reunification; a deviation from the Easterlins' paradox.

www.diw.de/soeppapers

SOEPPapers No. 449/2012

Stephan Humpert, Christian Pfeifer



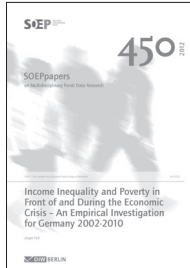
Explaining Age and Gender Differences in Employment Rates: A Labor Supply Side Perspective

This paper takes a labor supply perspective (neoclassical labor supply, job search) to explain the lower employment rates of older workers and women. The basic rationale is that workers choose non-employed if their reservation wages are larger than the offered wages. Whereas the offered wages depend on workers' productivity and firms' decisions, reservation wages are largely determined by workers' endowments and preferences for leisure. To shed some empirical light on this issue, we use German survey data to analyze age and gender differences in reservation and entry wages, preferred and actual working hours, and satisfaction with leisure and work.

www.diw.de/soeppapers

SOEppapers No. 450/2012

Jürgen Faik



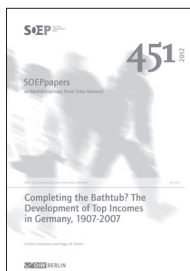
Income Inequality and Poverty in Front of and During the Economic Crisis: An Empirical Investigation for Germany 2002–2010

Based on data from the German Socio-Economic Panel (SOEP), both income inequality and poverty are considered for Germany in front of and during the economic crisis 2008–2010. This comprises binary logistic regressions where it is tested whether a person is belonging to a certain income region or not. The units of analysis are differentiated by residential status, nationality, sex, age, household size/household type, employment status, etc. For instance, the likelihood of unemployed persons for being located in the low-income region weakly increased between 2007 and 2009. Those microeconomic calculations are correlated with the macroeconomic variables economic growth, inflation, and general unemployment. At the peak of the crisis—in 2009—inequality dropped, and it increased afterwards. Poverty was not affected very much by economic developments during the crisis but at least an increase of persons, who stayed within the poverty region, occurred between 2008 and 2009 (compared with 2007/2008).

www.diw.de/soeppapers

SOEppapers No. 451/2012

Christina Anselmann, Hagen M. Krämer

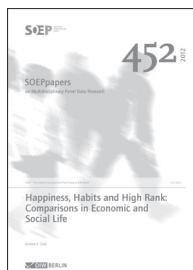


Completing the Bathtub? The Development of Top Incomes in Germany, 1907–2007

This paper examines the evolution of top incomes in Germany from 1907–2007 with a special focus on past decades. A more detailed analysis of German top incomes is conducted, beginning with a review of selected income distribution measures which indicate that high incomes have played a significant role for income divergence in recent years. Based on new data it is shown that top income shares have indeed increased substantially in the recent past, a process which is mainly due to a relative rise in employment rather than capital income within the top income groups. Finally, some theories explaining high incomes of the "working rich" are discussed.

www.diw.de/soeppapers

SOEPpapers No. 452/2012
Andrew E. Clark

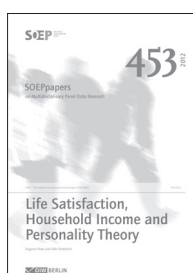


Happiness, Habits and High Rank: Comparisons in Economic and Social Life

The role of money in producing sustained subjective well-being seems to be seriously compromised by social comparisons and habituation. But does that necessarily mean that we would be better off doing something else instead? This paper suggests that the phenomena of comparison and habituation are actually found in a considerable variety of economic and social activities, rendering conclusions regarding well-being policy less straightforward.

www.diw.de/soeppapers

SOEPpapers No. 453/2012
Eugenio Proto, Aldo Rustichini



Life Satisfaction, Household Income and Personality Theory

We show that personality traits mediate the effect of income on Life Satisfaction. The effect is strong in the case of Neuroticism, which measures the sensitivity to threat and punishment, in both the British Household Panel Survey and the German Socioeconomic Panel. Neuroticism increases the usually observed concavity of the relationship: Individuals with higher Neuroticism score enjoy income more than those with lower score if they are poorer and enjoy income less if they are richer. When the interaction between income and neuroticism is introduced, income does not have significant effect on his own. To interpret the results, we present a simple model where we assume that (i) Life Satisfaction is dependent from the gap between aspired and realized income, and this is modulated by Neuroticism and (ii) income increases in aspirations with a slope less than unity, so that the gap between aspired and realized income increase with aspirations. From the estimation of this model we argue that poorer tend to overshoot in their aspiration, while rich tend to under-shoot. The estimation of the model also shows substantial effect of traits on income.

www.diw.de/soeppapers



Prof. Dr. Gert G. Wagner ist
Vorstandsvorsitzender des DIW Berlin
Der Beitrag gibt die Meinung des Autors
wieder.

Zur Aussagekraft von Einkommens- und Armutstatistiken

Der Entwurf des 4. Armuts- und Reichtumsberichts und auch der aktuelle Wochenbericht des DIW Berlin zur Entwicklung der Einkommensverteilung in Deutschland machen deutlich, dass die öffentliche Diskussion in den letzten Jahren über kleine und kleinste Veränderungen in der Einkommensverteilung und den Armutsrisikoquoten methodisch nicht abgesichert waren. Die Messung von Einkommen und der daraus abgeleiteten Armutsgefährdungsquoten sind nur bei größeren Veränderungen – die in mehreren Statistiken konsistent erkennbar sind – aussagekräftig. Sämtliche Datenquellen und Stichproben unterliegen jeweils eigenen Beschränkungen einer Verallgemeinerung, weshalb Veränderungen von Nachkommastellen nicht aussagekräftig sind.

Nun gilt, dass alle verfügbaren Statistiken zeigen, dass seit der Jahrtausendwende bis 2005 die personelle Ungleichheit der Einkommen in Deutschland gestiegen ist. Auch die Armutsgefährdung stieg. Die Veränderungen seit 2005 sind aber so gering, dass man nicht sicher sagen kann, ob Ungleichheit und Armutsgefährdung wachsen oder sinken. Alle verfügbaren Informationen lassen nur die Aussage zu, dass die Einkommensungleichheit von 2005 bis 2010 recht stabil ist, und Ungleichheit und Armutsgefährdung in Deutschland etwas höher sind als zur Jahrtausendwende. Und wie auch immer man misst: Im OECD-Vergleich liegt Deutschland hinsichtlich der Einkommensungleichheit im Mittelfeld.

Über den empirischen Befund kann man trefflich politisch streiten. Man kann mit guten Gründen sowohl für mehr als auch für weniger Ungleichheit gute Argumente anführen. Insbesondere die Einkommenssituation von Alleinerziehenden ist gemessen an den Zielen aller Parteien bedenklich. Aber letztlich ist es eine rein politische Frage, über die an den Wahlurnen entschieden werden wird, ob man die Ungleichheit der Einkommen für gerade richtig, zu hoch oder zu niedrig hält. Eine Forschungseinrichtung wie das DIW Berlin sollte sich darauf beschränken, zu berichten und

– soweit man sie benennen kann – Ursachen sowie Folgen von Veränderungen zu diskutieren. Bewertungen sollten Politikern und Journalisten vorbehalten bleiben, was persönliche Kommentierungen einzelner Institutsangehöriger nicht ausschließt.

Der aktuelle Wochenbericht macht insbesondere auch deutlich, dass zur Einkommensverteilung und Armutsgefährdung prinzipiell keine Informationen für den „aktuellen Rand“ vorliegen. Die statistische Erhebung von detaillierten Einkommen ist so komplex, dass die Aufbereitung der Daten ein Jahr und länger dauert. Dies gilt sowohl für die SOEP-Datenbasis des DIW Berlin wie für amtliche Erhebungen wie die EU-SILC (European Union Statistics on Income and Living Conditions) und die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS). In die Tiefe gehende Einkommensstatistiken beziehen sich immer auf das letzte Kalenderjahr. Nur für ein ganzes Jahr haben größere Privathaushalte wirklich einen Überblick über alle ihre Einkünfte und Abgaben (und bei den Steuerabgaben dauert es für viele Haushalte ein Jahr und länger bis sie wirklich feststehen). Das bedeutet: Zum Ende des Jahres 2012 können nur Detailaussagen für das Kalenderjahr 2010 gemacht werden (und dabei werden die Lohn- und Einkommensteuerzahlungen sowie gesetzliche Transferzahlungen simuliert und nicht erfragt). Als „aktueller Rand“ kann man das nicht bezeichnen.

Einkommensstatistiken für das Jahr 2011 liegen nur auf Basis von Angaben über Netto-Monatseinkommen vor, die typischerweise die Einkommensungleichheit unterschätzen, da zum Beispiel das Weihnachtsgeld nicht eingerechnet wird. Überdies erhebt der amtliche Mikrozensus nur Einkommensklassen und beim SOEP werden die entsprechenden Einkommensangaben von den Befragten oft gerundet. Wenn man dies weiß, erkennt man auf den ersten Blick, dass man Nachkommastellen und deren Veränderungen in Ungleichheits- und Armutsstatistiken nicht interpretieren sollte.