



LEBENSLAGEN IN DEUTSCHLAND

Armuts- und Reichtumsberichterstattung der Bundesregierung

FORSCHUNGSPROJEKT

ANALYSE DER VERTEILUNG VON EINKOMMEN UND VERMÖGEN IN DEUTSCHLAND



Bundesministerium
für Arbeit und Soziales

ISSN 1614-3639

Projektbericht

an das

Bundesministerium für Arbeit und Soziales

Analyse der Verteilung von Einkommen und Vermögen in Deutschland

vorgelegt durch

IAW – Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung e.V. an der Universität Tübingen

ZEW – Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH, Mannheim

in Zusammenarbeit mit

IZA – Institut zur Zukunft der Arbeit, Bonn

Prof. Dr. Martin Biewen, Universität Tübingen

zum **23.11.2015**

Projektteam

**Institut für Angewandte
Wirtschaftsforschung e.V. (IAW)**
Professor Dr. Bernhard Boockmann
Rolf Kleimann (Projektleitung)
Nicole Meythaler
Arne Nasgowitz
Dr. Sebastian Nielen
Dr. Jochen Späth

unter Mitarbeit von:
Anna Abate Bessomo
Katharina Lim
Johanna Röhrs
Henry Stemmler
Simon Wegendt
Jana Wentz

Institut zur Zukunft der Arbeit
Dr. Nico Pestel
Eric Sommer

**Universität Tübingen, Wirtschafts- und
Sozialwissenschaftliche Fakultät**
Professor Dr. Martin Biewen

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung
Maximilian Blömer
Dr. Mathias Dolls
Max Löffler
Theresa Markefke
Prof. Dr. Andreas Peichl (stellv. Projektleitung)
Holger Stichnoth
Martin Ungerer

**Hochschule für Wirtschaft und Umwelt Nürtingen-
Geislingen, Fakultät Agrarwirtschaft, Volkswirtschaft und
Management**
Professor Dr. Christian Arndt

Kontakt

Rolf Kleimann
T: 07071 9896-26
F: 07071 9896-99
E: rolf.kleimann@iaw.edu

Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung e.V. (IAW)
Ob dem Himmelreich 1
72074 Tübingen
T: 07071 9896-
F: 07071 9896-99
Web: <http://www.iaw.edu>

Inhalt

1	Zur Orientierung	6
2	Datengrundlagen	10
2.1	Datenquellen.....	10
2.2	Konfidenz	15
3	Die Einkommen und ihre Verteilung	17
3.1	Der Einkommensbegriff.....	17
3.2	Die Indikatoren	21
3.3	Sensitivität.....	27
3.4	Die Einkommensverteilung in Deutschland – die Entwicklung bis 2011	36
3.5	Die Einkommensverteilung in gesellschaftlichen Teilgruppen – die Entwicklung bis 2011	39
3.6	Binnenverteilung des Haushaltseinkommens.....	70
4	Ursachen für Veränderungen in der Einkommensverteilung	91
4.1	Gesamtentwicklung	91
4.2	Analyse einzelner Faktoren.....	95
4.3	Mögliche Effekte der Finanzkrise 2007/2008.....	107
4.4	Zusammenfassender Befund	107
4.5	Anhang: Ökonometrische Methodik.....	108
5	Verteilungswirkungen des deutschen Steuer- und Transfersystems im Zeitablauf	111
5.1	Überblick über die wesentlichen Reformen seit Mitte der 1990er-Jahre.....	111
5.2	Methodisches Vorgehen	112
5.3	Der Einfluss von Politikreformen auf die Einkommensverteilung.....	114
5.4	Zusammenfassender Befund	115

6	Die Vermögen und ihre Verteilung	116
6.1	Individuelle Vermögen	116
6.2	Die individuellen Vermögen in gesellschaftlichen Teilgruppen	120
6.3	Vermögen der Haushalte	152
6.4	Die Vermögen in unterschiedlichen Haushaltskonstellationen.....	154
6.5	Die gemeinsame Verteilung von Einkommen und Vermögen	168
6.6	Die Vermögensbilanz der VGR und die Vermögensverteilung aus Sicht von Befragungsdaten.....	172
6.7	Bestimmungsgründe für die Vermögensentwicklung	179
7	Internationaler Vergleich der Vermögensverteilung	183
7.1	Internationaler Vergleich des Nettovermögens	183
7.2	Zusammensetzung des Nettovermögens im internationalen Vergleich	187
7.3	Spezielle Reichtumsmaße	189
7.4	Vergleich mit weiteren Vermögensstudien.....	193
7.5	Fazit	196
7.6	Ergänzende Materialien.....	197

8	Exkurs: Berücksichtigung weiterer Vermögensbestände	203
8.1	Konzeptionelle Überlegungen zu weiteren Vermögensbestandteilen.....	203
8.2	Anwartschaften an Alterssicherungssystemen	206
8.3	Berücksichtigung von Humankapital.....	211
8.4	Fazit	213
9	Reichtum und Konsum - Konsummuster am oberen Ende der Verteilung.	214
9.1	Reichtum in drei verschiedenen Dimensionen.....	214
9.2	Identifikation von „Luxusgütern“	219
10	Literatur	223

1 Zur Orientierung

Wie der Projektstitel „Analyse der Verteilung von Einkommen und Vermögen in Deutschland“ bereits deutlich macht, gliedert sich der Forschungsauftrag in zwei Themenbereiche: das Einkommen und das Vermögen.

Im Rahmen des Projekts wurden zunächst eine Aktualisierung und behutsame Weiterentwicklung früherer Analysen – hier ist vor allem die entsprechende Vorstudie¹ zum Vierten Armuts- und Reichtumsbericht zu nennen – vorgenommen. Dabei galt es, die Kontinuität und Anschlussfähigkeit zu den bereits vorliegenden Auswertungen zu wahren. Im Weiteren wurden im Vergleich zur Vorstudie neue Aspekte aufgegriffen, beispielsweise die Erweiterung des Vermögensbegriffs oder die Einbeziehung des Konsums beim Thema Reichtum.

Die durchgeführten Analysen basieren fast ausschließlich auf Mikrodaten, d.h. auf durch Befragungen gewonnene Daten zu einzelnen Personen oder Haushalten. Lediglich bei Thema Vermögen wurde an einzelnen Stellen auf Makrodaten in Form fertiger Indexgrößen oder Angaben zu den Vermögensbeständen in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung zurückgegriffen. Als Datenquellen fanden im Wesentlichen das Sozio-oekonomische Panel (SOEP), die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) und die European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) Verwendung, wobei wir die Ergebnisse der EU-SILC nur aus Gründen der Vollständigkeit in Tabellenform mitliefern. Alle genannten Datengrundlagen wurden bereits im Vorläuferbericht verwendet. Neu hinzugekommen ist der „Household Finance and Consumption Survey“ (HFCS), ein umfragebasierter Datensatz, der Finanz- und Konsumdaten auf Haushaltsebene für die Länder der Eurozone beinhaltet. Im **Kapitel 2** werden die Datenquellen mit Blick auf die für die Aufgabenstellung relevanten Merkmale vorgestellt.

¹ Bundesministerium für Arbeit und Soziales (2011)

Das Datenkapitel endet mit Ausführungen zur statistischen Signifikanz der dargestellten Ergebnisse. Dieser Abschnitt weist auf eine der wesentlichen Weiterentwicklungen der vorliegenden Arbeit hin: In allen Darstellungen werden Konfidenzbereiche für die jeweiligen Indikatoren mit ausgewiesen, um den Leserinnen und Lesern eine Einschätzung der statistischen Zuverlässigkeit der Schätzergebnisse zu erlauben.

Das anschließende **Kapitel 3** widmet sich dem Einkommen und seiner Verteilung. Zunächst wird die Operationalisierung der hier benutzten Einkommensbegriffe dargestellt und anschließend werden die verwendeten statistischen Kennziffern erläutert. Im Rahmen eines Abschnitts zur Sensitivität wird gezeigt, welchen Effekt bereits kleine definitorische Änderungen auf die Höhe des ausgewiesenen Einkommens oder auf das Armutsrisiko haben können. Die anschließende Darstellung der Einkommensverteilung, der Armutgefährdung und des Einkommensreichtums in Deutschland umfasst die Jahre 2001 bis 2011 und basiert auf dem SOEP.

In diesen Zeitraum zeigten die Einkommen keine spektakulären, aber dennoch erkennbare Auf- und Ab-Bewegungen. Dabei war der Median der preisbereinigten Nettoäquivalenzeinkommen ab 2001 zunächst mehrere Jahre lang rückläufig. Er sank von knapp 19.700 Euro auf sein vorläufiges Minimum von 19.200 Euro in 2006, dem Folgejahr der sogenannten Hartz-Reformen. Daran schloss sich eine Phase steigender Einkommen an, in denen sich der Median bis zum bisherigen Maximum von 20.400 Euro in 2009 erhöhte. Im Zeitraum zwischen 2006 bis 2009 nahmen die Nettoäquivalenzeinkommen um mehr als 1.000 Euro zu. Die Jahre 2010 und 2011 waren wieder von rückläufigen realen Einkommen geprägt. 2011 wurde wieder das Ausgangsniveau von 2001 erreicht.

Der Gini-Koeffizient – also das Maß für die Ungleichverteilung – stieg bis etwa zur Mitte des Untersuchungszeitraums in 2005 kontinuierlich an, um danach auf dem erreichten Niveau zu verharren. Auch der Quotient zwischen hohen und

niedrigen Einkommen (Perzentilverhältnisse P90/P10) nahm in den Jahren vor 2005 deutlich zu und verharrte danach bei etwa 3,5. Der Abstand zwischen hohen und mittleren Einkommen (P90/P50) nahm weitgehend kontinuierlich zu.

Der Trend der Armutsrisikoquote wies in den ersten Jahren des Untersuchungszeitraums deutlich nach oben, pendelte sich jedoch zum Ende des Jahrzehnts wieder auf dem Wert des Jahres 2005 ein. 2011 lag der Wert bei etwa 14 Prozent. Die Quote persistenter Armut stieg bis 2004 auf acht Prozent an und verharrt seither auf diesem Niveau.

Die Quote der Einkommensreichen nahm bis 2005 jährlich zu, stabilisierte sich in den Folgejahren auf einem Niveau von etwa acht Prozent. Lediglich 2009 war ein Rückgang um einen Prozentpunkt zu verzeichnen. Die dauerhaft Einkommensreichen verfügen seit 2005 über einen festen Bevölkerungsanteil von fünf Prozent. Davor lag ihr Anteil etwa einen Prozentpunkt niedriger.

Insgesamt lässt sich folgendes festhalten: Die Mediane der Nettoäquivalenzeinkommen wiesen in den Jahren 2001 bis 2011 eine bemerkenswerte Konstanz auf. Die bei einer reinen Zentralwertbetrachtung ausgesprochen stabile Einkommensentwicklung geht dabei mit eindeutigen Konzentrationstendenzen einher, die ihren Hauptanstieg in den Jahren vor 2006 haben. Seither bleiben die wesentlichen Koeffizienten auf dem erreichten Niveau. Einen Grenzfall bildet die Armutsrisikoquote. Sie zeigte auch nach 2006 eine weitere Aufwärtsentwicklung. Das Armutsrisiko nahm zu, es hat jedoch für fast die Hälfte der Betroffenen den Charakter einer vorübergehenden Phase (transitorische Armut).

Auf diese Analyse der Gesamtsituation folgen in Kapitel 3 Teilanalysen für mehr als zwanzig gesellschaftliche Gruppen. Dabei ermöglicht eine streng schematische Darstellung den direkten Vergleich zwischen unterschiedlichen Bevölkerungsgruppen.

Ergänzend wird in Kapitel 3 die Frage nach der Binnenverteilung des Haushaltseinkommens behandelt. Hier spielt die im internationalen Vergleich deutlich geringere Erwerbsbeteiligung von Frauen in Deutschland eine entscheidende Rolle. In Paarhaushalten sind Frauen sehr oft in Teilzeit erwerbstätig oder nicht erwerbstätig, während der weit überwiegende Teil der männlichen Partner in Vollzeit arbeitet. Bei der Zeitverwendung sind Asymmetrien zwischen Männern und Frauen zu erkennen: Frauen verbringen deutlich mehr Zeit mit Kinderbetreuung und Hausarbeit als Männer. Der durchschnittliche Anteil des weiblichen Erwerbseinkommens am Gesamthaushaltseinkommen ist demnach geringer. Bei gleichen Erwerbszuständen haben Frauen einen tendenziell kleineren Anteil am Haushaltseinkommen, da sie häufiger als Männer in geringer entlohnten Berufen beschäftigt sind. Männer und Frauen geben an, nur einen geringen Teil ihres eigenen Einkommens für sich zu behalten. Je nach Haushaltstyp wird über 80 bis 95 Prozent des Nettohaushaltseinkommens gemeinsam entschieden.

Kapitel 4 fragt nach Ursachen für Veränderungen in der Einkommensverteilung. Dabei werden Ursachen sowohl auf Ebene der einzelnen Personen und Haushalte als auch Änderungen im Steuersystem und Transfersystem betrachtet. Ergänzend werden mögliche Effekte der Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009 berücksichtigt.

Die Entwicklung der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen war im Untersuchungszeitraum 2005/2006 bis 2010/2011 durch relative Stabilität gekennzeichnet. Die Einkommensungleichheit wies einen leichten Abwärtstrend auf, welcher aber nicht statistisch signifikant war. Die Armutsrisikoquote verzeichnete einen leichten, ebenfalls nicht statistisch signifikanten Anstieg, welcher aber ausschließlich dadurch erklärt werden kann, dass die vom Medianeinkommen abhängige Armutsgrenze im Berichtszeitraum ebenfalls anstieg.

Keine der betrachteten Veränderungen des Arbeitsmarkts, der demografischen Zusammensetzung der Bevölkerung und der Ausgestaltung des Steuer- und Transfersystems übten im untersuchten Zeitraum starke Effekte auf die Verteilung aus. Dies mag insbesondere im Hinblick auf den seit 2006 zu beobachtenden Beschäftigungsaufschwung überraschen. Es scheint aber so zu sein, dass dieser verteilungsneutral verläuft. In der Verteilung der jährlichen Haushaltsarbeitseinkommen ergibt sich auch auf Grund der steigenden Beschäftigung ein leichter Trend zu sinkender Ungleichheit, welcher vermutlich zum (statistisch nicht signifikanten) Trend sinkender Ungleichheit auf aggregierter Ebene beiträgt. Auch wenn man nur Haushalte mit Beschäftigung betrachtet, scheint der bis 2005/2006 anhaltende Trend zu steigender Ungleichheit im jährlichen Haushaltsarbeitseinkommen nach 2006 gestoppt. Für monatliche Haushaltsarbeitseinkommen besteht weiterhin ein leicht steigender Trend, was darauf hindeutet, dass wegfallende Arbeitslosigkeit oder unterjährige Variationen der Beschäftigungsmenge ausgleichend auf die Verteilung der Jahresarbeitseinkommen wirken.

Insgesamt erscheint die Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen im betrachteten Zeitraum aber stabil, weil zugrunde liegende Faktoren ihrerseits stabil waren oder aber keinen wesentlichen Verteilungseffekt aufwiesen.

Die Ausgestaltung der Steuer-, Abgaben- und Sozialpolitik hat sich in den vergangenen 20 Jahren auf Grund von verschiedenen Reformen verändert. **Kapitel 5** wirft die Frage nach den sich wandelnden Verteilungswirkungen des deutschen Steuer- und Transfersystems auf. Auf der Basis des SOEP und eines Simulationsmodells des deutschen Steuer- und Transfersystems werden dafür die Effekte einzelner Politik-Reformen quantifiziert.

Dabei zeigt sich jedoch, dass Politik-Reformen im Bereich des Steuer- und Transfersystems den Trend und das Niveau der Ungleichheit nicht in nennenswertem Umfang beeinflusst haben. Die Differenz zwischen beobachtetem und kontrafaktischem Gini-Koeffizienten beträgt durchgängig weniger als ein Prozentpunkt. Dies bedeutet jedoch nicht, dass der Umfang der staatlichen Umverteilung in Deutschland gering ist. Vorangegangene Kapitel haben gezeigt, dass das System der Einkommensumverteilung über Steuern, Abgaben

und Sozialtransfers die Ungleichheit in den Markteinkommen erheblich reduziert. In der Folge sind die Nettoeinkommen bzw. die verfügbaren Einkommen deutlich weniger ungleich verteilt. Dies gilt für den gesamten betrachteten Zeitraum. Die vorliegende Analyse zeigt allerdings, dass sich der Effekt dieser Umverteilung auf Grund von Reformen des Steuer-, Abgaben- und Transfersystems seit Mitte der 90er Jahre in nur begrenztem Maße verändert hat.

Kapitel 6 widmet sich den privaten Vermögen und ihrer Verteilung. Dabei wird zwischen dem individuellen Vermögen, das sich ausschließlich auf der Basis des SOEP berechnen lässt, und dem Haushaltsvermögen differenziert. Für letzteres wurde als Datenbasis die EVS gewählt. Die Analysen wurden in einer ähnlichen Systematik durchgeführt wie in Kapitel 3, d.h. auf eine Gesamtbetrachtung folgt eine differenzierte Analyse einzelner Teilpopulationen. Daran anschließend wird die gemeinsame Verteilung von Einkommen und Vermögen für eine Reihe von Teilgruppen dargestellt und die Stärke und Entwicklung dieses Zusammenhangs quantifiziert.

Während die genannten Surveys einen deutlichen Rückgang der privaten Vermögen – insbesondere im Immobilienbereich – dokumentieren, deuten andere Indikatoren wie etwa Immobilienpreisindizes auf eine moderatere Entwicklung in diesem Segment hin. Beim Vergleich mit den Immobilienpreisindizes werden auch grundsätzliche Zweifel an der Zuverlässigkeit von Selbstauskünften zu Vermögensbeständen thematisiert. Auch die Vermögensbilanz der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung weicht hinsichtlich zentraler Trends von der Vermögensentwicklung aus Sicht der Befragungsdaten ab. Die Ursache für diese Diskrepanzen liegen aber überwiegend im unterschiedlichen Bewertungsverfahren der VGR.

Kapitel 7 zeigt die deutsche Vermögensverteilung im internationalen Vergleich. Die Ergebnisse auf der Basis des Household Finance and Consumption Survey (HFCS) werden mit Daten vorhandener Studien zur Vermögensentwicklung verglichen; dies geschieht insbesondere mit Blick auf die verwendeten Datenquellen sowie die jeweilige Betrachtungsebene. Unter Verwendung des HFCS konnte das Nettovermögen deutscher Haushalte detailliert betrachtet und in einen internationalen Vergleich gesetzt werden. Die Analyse zeigt, dass

das mittlere Vermögen der Haushalte pro Erwachsener in Deutschland, im Vergleich mit anderen Ländern der Eurozone, eher im unteren Bereich anzusiedeln ist. Sowohl direkte Nachbarländer wie Frankreich und Belgien, als auch Spanien verfügen über ein höheres Nettovermögen. Darüber hinaus findet man für das Nettovermögen der Haushalte in Deutschland ein überdurchschnittlich großes Verhältnis von Mittelwert zu Median, was auf eine schiefe Verteilung hindeutet. Eine relativ gesehene, große Vermögensungleichheit in Deutschland zeigt sich durch einen hohen Gini-Koeffizienten ebenso wie durch die Betrachtung der Vermögensperzentile. Hier weist Deutschland im internationalen Vergleich besonders im unteren Bereich der Verteilung niedrige Werte auf, während sie im oberen Bereich stark ansteigen. Der detaillierte internationale Vergleich der einzelnen Komponenten des Nettovermögens bietet wenig Auffälligkeiten für Deutschland. Selbst genutzte Immobilien stellen jedoch einen im internationalen Vergleich geringen Teil des Sachvermögens dar. Der Anteil der gesamten Immobilien, welcher durch Hypothekenkredite belastet wird, ist im internationalen Vergleich dagegen eher hoch. Aktien und Staatsanleihen spielen in Deutschland als Anteil des Finanzvermögens eine eher geringe Rolle, während Investmentfonds eine beliebtere Vermögensklasse sind.

In einem Exkurs (**Kapitel 8**) finden sich konzeptionelle Überlegungen zu weiteren Vermögensbestandteilen, insbesondere Anwartschaften auf Leistungen aus Sozialversicherungssystemen oder Humankapital. Dabei wird die Wirkung der Integration dieser zusätzlichen Vermögensbestandteilen auf die Vermögensverteilung diskutiert.

Wenn Anwartschaften in den gesetzlichen Altersversicherungssystemen in die Analyse der Vermögensverteilung einbezogen werden, reduziert dies die Verzerrungen, welche durch berufsgruppenspezifisches Vorsorgeverhalten entstehen, und berücksichtigt Substitutionsbeziehungen zwischen Anwartschaften und Geld- und Sachvermögen. Dabei sind Prognoseunsicherheiten zu berücksichtigen; vielfältige Annahmen beeinflussen die Höhe der gemessenen Anwartschaften. Wenn Anwartschaften in der Rentenversicherung in eine Analyse der erweiterten Vermögensverteilung einbezogen werden sollen, ist auf eine ausreichende Differenzierung zu achten. Insbesondere der Aspekt der unterschiedlichen Lebenserwartung zwischen mehr oder weniger wohlhabenden Personen sollte berücksichtigt werden.

Eine Einbeziehung von Humankapital in Verteilungsanalysen scheint u.U. als sinnvoll, da dieses wesentliche Vermögensfunktionen erfüllt. Problematisch ist hier allerdings der immaterielle Charakter, wodurch die Übertragbarkeit nicht gegeben sind.

Das abschließende **Kapitel 9** widmet sich dem Thema „Reichtum und Konsum“ unter besonderer Berücksichtigung von Konsummustern am oberen Ende der Verteilung. In diese Betrachtung fließt die gemeinsame Verteilung von Einkommen, Vermögen und Konsum auf der Basis der EVS ein. Die Analyse identifiziert Luxusgüter und deckt typische Konsummuster reicher Haushalte auf.

2 Datengrundlagen

Die im Rahmen dieses Projektes durchgeführten Berechnungen zur Einkommens- und Vermögensverteilung basieren fast ausschließlich auf Mikrodaten, d.h. auf Angaben zu einzelnen Personen oder Haushalten. Eine Ausnahme bildet lediglich Abschnitt 6.6, in dem kurz auf die Vermögensstatistik der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung eingegangen wird.

Es gibt für Deutschland mehrere Mikrodatenbestände, die Einkommens- oder Vermögensanalysen ermöglichen. Diese unterscheiden sich teilweise erheblich im Hinblick auf ihre Detailgenauigkeit und die Abbildungstiefe ihrer Inhalte, die Periodizität der Erhebung und die Zahl der statistischen Fälle. Wir greifen in den einzelnen Kapiteln jeweils auf die Datenquellen zurück, die uns für die Fragestellung als am besten geeignet erscheinen.

Alle hier verwendete Datenquellen bauen auf Selbstauskünften der befragten Personen und Haushalte auf. Dies kann im Hinblick auf Angaben zum persönlichen Einkommen und Vermögen durchaus kritisch gesehen werden. Sowohl sehr arme als auch sehr reiche Personen dürften eher als zurückhaltend eingeschätzt werden, wenn es um die Offenlegung ihrer finanziellen Situation geht, sei es aus Scham, aus Unkenntnis² oder aus Furcht vor Neidern. Eine echte Alternative zur Analyse von Surveydaten ist allerdings nicht erkennbar³.

2 Hier sei nur an den Satz von Gloria von Thurn und Taxis erinnert: „Wer weiß, wie viel er hat, ist nicht wirklich reich“ (Druyen et al 2009)

3 Vordergründig oftmals als verlässlicher eingeschätzte Datenquellen, wie etwa die Prozessdaten der Steuerverwaltung, erfassen nur den (einkommen-)steuerpflichtigen Ausschnitt der Gesamtbevölkerung und unterstellen bei der Interpretation i.d.R. Steuerehrlichkeit. Zudem weisen Einkommensteuerdaten aus steuerrechtlichen und verwaltungstechnischen Gründen einen erheblichen zeitlichen Nachlauf von mehr als fünf Jahren auf. Im Bereich individueller Vermögensdaten liegen von amtlicher Seiten keinerlei Daten mehr vor. Die Vermögensbesteuerung wurde vor 20 Jahren aufgehoben.

Der vorliegende Bericht verwendet Befragungsdaten. Die befragten Personen wurden durch Stichprobenverfahren ausgewählt. Diese Verfahren gelten als verlässlich und erlauben repräsentative Schlüsse zur Einkommens- und Vermögenssituation in Deutschland. Dennoch ist anzumerken, dass die Ergebnisse einer stichprobenbedingten Unschärfe unterliegen und insofern einer umsichtigen Interpretation bedürfen. Im Gegensatz zu Vorläufergutachten⁴ quantifizieren wir diese statistischen Unsicherheiten in allen deskriptiven Darstellungen. Das genaue Vorgehen erläutern wir in 2.3.

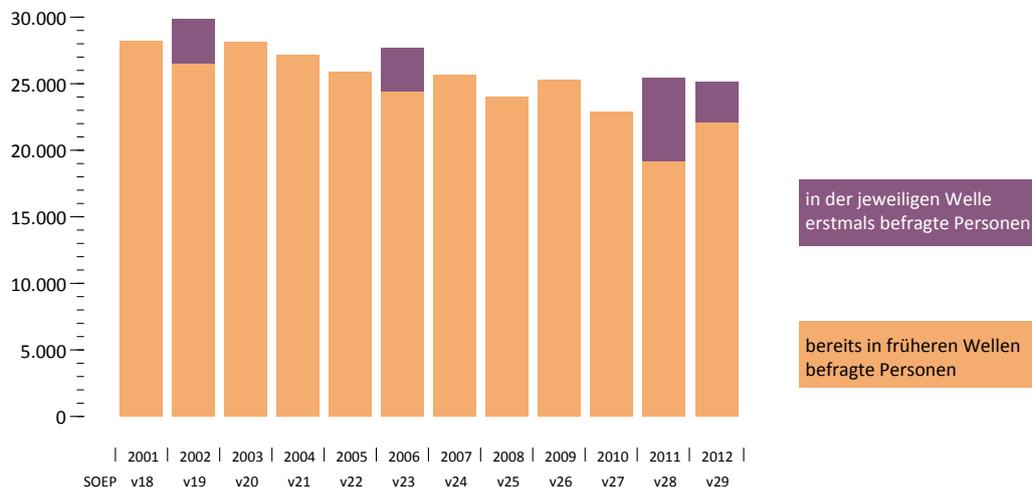
2.1 Datenquellen

2.1.1 Sozio-oekonomisches Panel (SOEP)

Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) ist eine repräsentative Befragung, die seit 1984 in Deutschland durchgeführt wird. Im Auftrag des DIW Berlin werden durch TNS Infratest im jährlichen Turnus über 20.000 Personen aus rund 11.000 Haushalten befragt. Das SOEP ist als Panelstudie konzipiert, d.h. es werden nach Möglichkeit immer dieselben Personen bzw. Haushalte befragt, so dass Entwicklungen auf Personen- bzw. Haushaltsebene analysiert werden können. Das Fragenspektrum ist sehr breit und deckt die für eine Sozialberichterstattung wesentlichen Felder weitgehend ab. Die hier vorgelegten Berechnungen basieren auf den Berichtswellen v19 (2002) bis v29(2012).

Die Datenlieferung des SOEP besteht aus einer komplexen Sammlung von Querschnittsdatensätzen, die alle erhobenen Person- und Haushaltsdaten umfassen. Für die Datennutzung werden sowohl die unveränderten, nicht überarbeiteten Informationen überlassen, als auch separate Datenblöcke mit aufbereitetem Material. Diese überarbeiteten Daten sind hinsichtlich der Feldbezeichnungen und Merkmalsausprägungen über die Zeit hinweg vergleichbar gemacht und vereinfachen den Aufbau von entsprechenden Zeitrei-

4 Bundesministerium für Arbeit und Soziales (2013)



hen. Datenlücken werden in den überarbeiteten Datensätzen durch Imputationsverfahren nach Möglichkeit geschlossen. Während die direkt erhobenen Originaldaten unverändert bleiben, werden die daraus abgeleiteten generierten Daten bei sich verändernden Fragestellungen und Imputationen für die jährlichen Lieferungen (auch rückwirkend) erneuert. Das SOEP stellt für Längs- wie für Querschnittsanalysen entsprechende Hochrechnungsfaktoren zu Verfügung, deren korrekte Verwendung zur Gewinnung von Informationen über die Grundgesamtheit unerlässlich ist.⁵

Das SOEP verfügt im Hinblick auf empirische Einkommens- und Vermögensanalysen über zwei bemerkenswerte Eigenschaften: zum einen wird seit 2002 eine zusätzliche Stichprobe für Bezieher hoher Einkommen⁶ gezogen, zum anderen verfügt

das SOEP für die Jahre 2002, 2007 und 2012 über eine Vermögensbilanz. Dies erlaubt für die entsprechenden Jahre einen Blick in die gemeinsame Verteilung von Einkommen und Vermögen. Grundlage unserer Berechnungen sind die Berichtswellen 2002 bis 2012.

Abbildung 2.1 zeigt die Entwicklung der Fallzahlen des SOEP seit 2001. Die Graphik hebt die in den jeweiligen Wellen erstmals befragte Personen farblich hervor. Dieser Personenkreis sollte gemäß Empfehlung des DIW aus Berechnungen zunächst ausgeschlossen und erst bei der zweiten Befragung im Folgejahr berücksichtigt werden.⁷

5 DIW (2008): SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research 89, Daten- und Datenbankstruktur der Längsschnittstudie Sozio-ökonomisches Panel (SOEP)

6 Die sogenannte Hocheinkommensstichprobe soll insbesondere verbesserte Aussagen über den oberen Rand der Einkommensverteilung ermöglichen. Sie umfasst ca. 1.500 Haushalte mit einem Haushaltsnettoeinkommen von mehr als 3.835 Euro pro Monat. Der Mehrwert der Hocheinkommensstichprobe liegt nicht nur in dem Analysepotenzial

zu einkommensstarken Haushalten, sondern auch in der detaillierten Abbildung der nicht-finanziellen Aspekte der Lebenslagen und der Zusammenhänge der Lebenslagen der einkommensreichen Elterngeneration und ihrer Kinder.

7 Es hatte sich gezeigt, dass erstmalig Befragte bei komplexen Messgrößen, wie zum Beispiel dem Einkommen, ungenauere Angaben machen als bereits mit dem SOEP vertraute Personen. Siehe auch: DIW Wochenbericht 43/2012 – Einkommensentwicklung und Armutrisiko, DIW, Berlin

2.1.2 Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS)

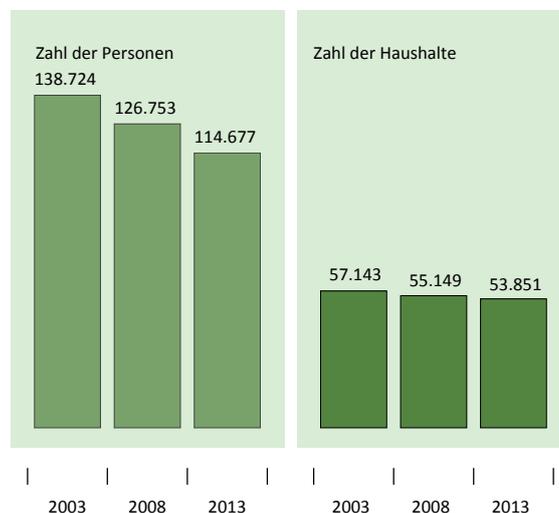
Seit 1962 werden im Rahmen der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe etwa 0,2% aller privaten Haushalte in Deutschland in fünfjährigem Abstand befragt. Dies entspricht mehr als 50.000 Haushalten mit weit über 100.000 Personen (siehe A 2.2). Die letzte Erhebung fand im Jahr 2013 statt. Die Daten der EVS werden der Forschung von Seiten des Statistischen Bundesamtes als anonymisierte Mikrodatenfiles zur Verfügung gestellt. Die Files sind eine 80 bis 98-prozentige Teilstichprobe der Originalstichprobe.

Im Gegensatz zum SOEP ist die EVS kein Panel, d.h. die befragten Haushalte werden nur für jeweils eine Befragung kontaktiert. Die Teilnahme ist freiwillig. Einkommen und Ausgaben der privaten Haushalte werden in einem hohen Detaillierungsgrad erhoben. Allerdings erfasst die EVS die oberste Einkommensschicht mit einem monatlichen Haushaltsnettoeinkommen von mehr als 18.000 Euro nicht mehr. Zu dieser Personengruppe enthält die EVS folglich keine Angaben. Da hohe Einkommen häufig mit hohen Vermögen und hohen Konsumausgaben einhergehen, ist auch hier von einer entsprechenden Untererfassung auszugehen.

Zurzeit befindet sich die Befragung aus dem Jahr 2013 in der technischen Aufbereitung. Die Vermögensangaben aus der EVS 2013 stehen bereits zur Verfügung. Wir verwenden daher für unsere Vermögensanalysen die Jahre 2003, 2008 und 2013. Die auf Basis von Haushaltsbüchern erhobenen Einkommens- und Verbrauchsstatistiken werden dagegen voraussichtlich erst Ende 2015 vorliegen.

Die EVS erlaubt als einzige Datenquelle die gemeinsame Analyse von Einkommen, Vermögen und Konsum der Haushalte. Insbesondere das Kapitel 12 „Reichtum und Konsum“ greift auf die EVS zurück, da diese Thematik die besondere Datenstruktur der EVS erfordert. Leider liegen momentan die Angaben zur gemeinsamen Verteilung von Einkommen, Vermögen und Konsum nur bis zum Jahr 2008 vor.

A 2.2 Fallzahlen in der EVS 2003-2013



2.1.3 European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC)

Seit 2005 werden die European Union Statistics on Income and Living Conditions (kurz: EU-SILC) in den 27 Mitgliedsstaaten der EU und in einigen der Nachbarstaaten erhoben.⁸ Der deutsche Beitrag zu dieser Gemeinschaftsstatistik (kurz: D-SILC) trägt den Titel „Leben in Europa“. EU-SILC steht damit in der direkten Nachfolge des in den Jahren 1994 bis 2001 in 15 EU-Staaten erhobenen European Community Household Panel (ECHP).

Die EU-SILC gelten inzwischen als eine der zentralen Haushaltsbefragungen zu den Themenbereichen Einkommen, Lebensbedingungen und Armut der in Europa lebenden Bevölkerung. Obwohl die eigentliche Bedeutung der SILC in den Möglichkeiten eines Vergleichs zwischen den europäischen Mitgliedsländern liegt, haben sie noch einen weiteren Mehrwert durch die Fülle von Kennziffern zu den genannten Fragenstellungen.

Die statistische Grundgesamtheit der EU-SILC umfasst die Bevölkerung in allen Privathaushalten am Hauptwohnsitz. Personen, die in Gemeinschaftsunterkünften leben, gehören nicht zur Erhebungs-

⁸ Der eigentliche Start der Erhebung fand bereits 2003 statt. Damals nahmen allerdings nur sechs der EU-Mitgliedsstaaten und Norwegen teil.

gesamtheit. Auch Untermieter, Gäste, Hausangestellte und Au-pairs gehören in der Regel nicht zum Haushalt. Befragt werden Personen ab ihrem 16. Lebensjahr. Die Hochrechnung auf die Gesamtbevölkerung in Deutschland findet anhand von Randverteilungen zentraler Merkmale des Mikrozensus statt.

Die EU-SILC sind als sogenanntes rotierendes Panel konzipiert. Dabei wird versucht, den befragten Personenkreis jeweils vier Jahre lang zu befragen. Jedes Jahr werden 25% des Samples aus der Befragung herausgenommen und durch ein neues gleich großes Teilsample ersetzt. Die Fallzahlen liegen mit zuletzt ca. 28.000 Personen in der Größenordnung des SOEP (siehe A 2.3).

Das Auswahlverfahren des deutschen Beitrags stand in den Anfangsjahren 2005 bis 2007 auf Grund der zunächst gewählten Mischung aus Quoten- und Zufallsstichprobe unter erheblicher Kritik von Seiten der Wissenschaft.^{9 10} Erst seit dem Erhebungsjahr 2008 wird die deutsche EU-SILC-Erhebung zu 100% als Zufallsstichprobe erhoben. Auch das Statistische Bundesamt räumt in seinem jährlichen Qualitätsbericht zu den EU-SILC ein, dass erst ab 2008 die Ergebnisse des deutschen Beitrags uneingeschränkt mit denen der nachfolgenden Jahre vergleichbar sind.¹¹ Wir werden uns daher in den anschließenden Analysen auf den Zeitraum 2008 bis 2012 beschränken.

Die von Eurostat ausgelieferten Datenpakete unterliegen einem kontinuierlichen Revisionsprozess. In halbjährlichen Abständen werden Teile des Datenbestandes korrigiert bzw. ergänzt. Dies führt zu – wenn auch nur geringfügig – abweichenden Ergebnissen. Die nachfolgenden Analysen basieren auf den im März 2015 aktuellen Revisionsständen.

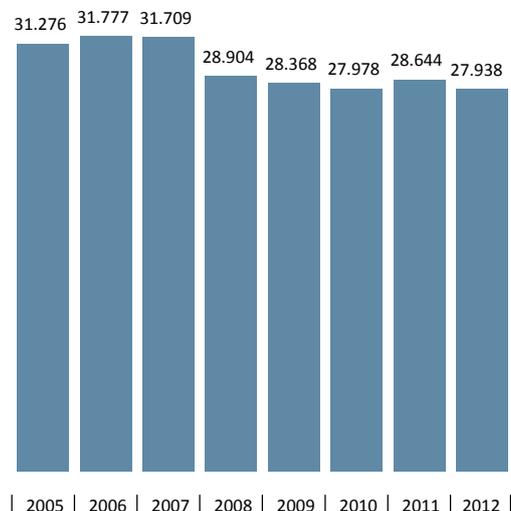
9 Siehe Richard Hauser: Probleme des deutschen Beitrags zu EU-SILC aus der Sicht der Wissenschaft – Ein Vergleich von EU-SILC, Mikrozensus und SOEP; DIW SOEPpapers 69; Berlin 2007

10 Siehe Joachim R. Frick und Kristina Krell: Einkommensmessungen in Haushaltspanelstudien für Deutschland: Ein Vergleich von EU-SILC und SOEP; DIW SOEPpapers 237; Berlin 2009

11 siehe Statistisches Bundesamt: Qualitätsbericht: Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen – LEBEN IN EUROPA 2011; Wiesbaden 2013

A 2.3

Fallzahlen in den SILC 2005-2012



2.1.4 Household Finance and Consumption Survey (HFCS)

Beim „Household Finance and Consumption Survey“ (HFCS) handelt es sich um einen umfragebasierten Datensatz, der Finanz- und Konsumdaten auf Haushaltsebene für Länder der Eurozone beinhaltet. Das HFCS ist die bisher umfassendste länderübergreifende Erhebung in diesen Themengebieten. Seit April 2013 bietet das „Household Finance and Consumption Network“ (HFCN) der Europäischen Zentralbank interessierten Forschern einen onlinebasierten Zugang zur ersten Welle der anonymisierten Daten an. Ziel der Erhebung ist, ein repräsentatives Abbild der finanziellen Situation und des Konsumverhaltens von privaten Haushalten in den beteiligten Ländern zu erlangen¹². Hierfür wurden für die erste Untersuchungswelle in 15 der 19 Länder der Eurozone dezentrale Erhebungen durchgeführt¹³, wobei diese von den jeweiligen Landeszentralbanken beziehungsweise im

12 Von der Grundgesamtheit, welche die erhobenen Stichproben repräsentieren sollen, sind in den meisten Ländern Obdachlose und alle sich in Anstalten, wie Gefängnissen, befindlichen Personen ausgeschlossen.

13 Estland, Irland, Lettland und Litauen sind nicht Teil der ersten Erhebungswelle. Litauen trat allerdings erst nach dem Erhebungszeitraum dem Währungsraum bei.

Fall von Finnland, Frankreich und Portugal unter Mitwirkung der nationalen Ämter für Statistik realisiert wurden (HFCN 2013a, 2013b). Insgesamt wurden im Zeitraum von 2008 bis Mitte des Jahres 2011 mehr als 62.000 Haushalte befragt.

Abbildung 2.4 zeigt die an der Studie beteiligten Länder und die Anzahl der dort befragten Haushalte¹⁴. Nicht nur die absolute Zahl der teilnehmenden Haushalte unterscheidet sich stark. Auch das Verhältnis zwischen den landesspezifischen Stichprobengrößen und den Gesamtanzahlen an Haushalten variiert deutlich¹⁵.

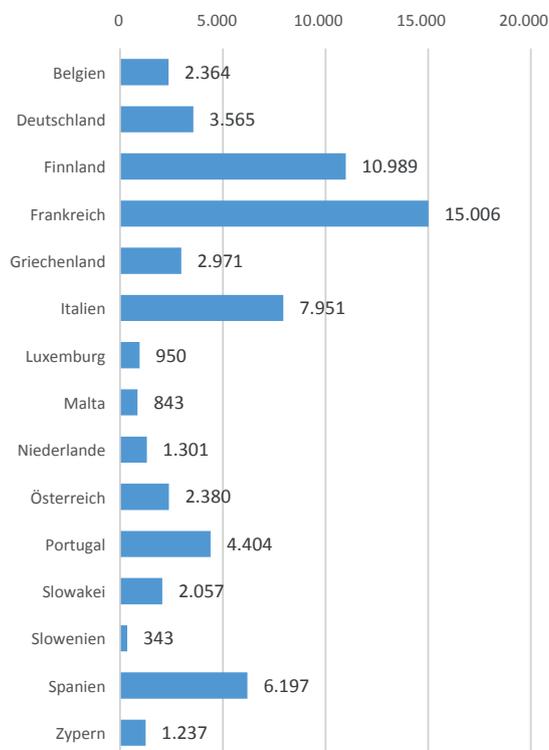
Um eine bessere Repräsentativität der oberen Vermögensschichten gewährleisten zu können, wurde neben der Zufallsauswahl der Stichprobenmitglieder auch noch ein „oversampling“ der besonders wohlhabenden Gesellschaftsmitglieder vorgenommen.

Momentan laufen die Befragungen für die zweite Welle der Erhebung. In den meisten Ländern werden die Interviews alle drei Jahre durchgeführt. Deutschland bildet hierbei die Ausnahme – hier werden sie in einem Zwei-Jahres-Rhythmus erhoben. Aufgrund der harmonisierten Methodologie und des Umfangs der Befragungen, bietet der HFCS Datensatz eine äußerst wertvolle und in dieser Form zuvor noch nie dagewesene Grundlage

14 Die Anzahl der in den einzelnen Ländern durchgeführten Interviews schwankt stark. So wurden im Falle Sloweniens lediglich 343 Haushalte befragt, während in Frankreich 15.006 Privathaushalte an der Erhebung teilnahmen.

15 Während in Deutschland mit 3.565 etwa einer von 11000 Haushalten befragt wird, liegt dieses Verhältnis in Frankreich bei unter 1:2000.

A 2.4 Fallzahlen in den Länder des HFCS



zur Untersuchung von Fragestellungen, die sich mit der finanziellen Situation oder dem Konsumverhalten im europäischen Vergleich beschäftigen.

Besonders auf dem Feld der Vermögensforschung, zeichnet sich der HFCS Datensatz nicht nur durch seine einheitliche Methodologie, sondern auch durch eine hohe Repräsentanz sehr vermöglicher Haushalte in den Stichproben aus.

2.2 Konfidenz

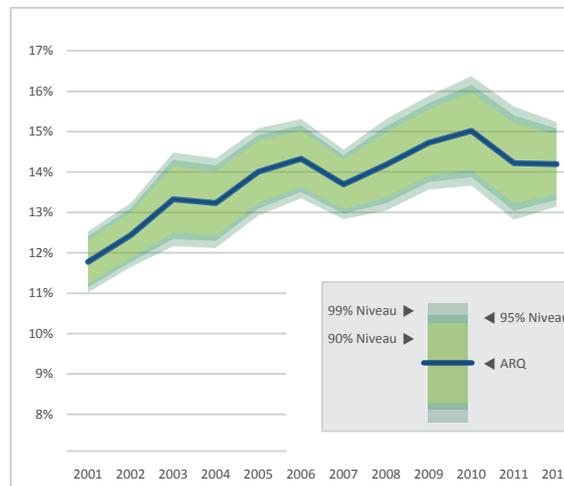
Alle im Rahmen des Projektes durchgeführten Analysen basieren auf den zuvor dargestellten Datengrundlagen. Wie oben ausgeführt, sind diese Mikrodaten aufbereitete Umfrageergebnisse von Haushalts- bzw. Personenstichproben. Obwohl die Ergebnisse von Stichproben nie exakt mit denen der Grundgesamtheit übereinstimmen, erlauben Stichproben Aussagen über die zu Grunde liegende Gesamtpopulation. Diese Aussagen unterliegen jedoch einer statistischen Unsicherheit.

Für diese statistische Unsicherheit lässt sich nun mit Hilfe mathematischer Verfahren eine Bandbreite angeben. Diese Bandbreite gilt als Vertrauens- oder Konfidenzbereich.¹⁶ Aussagen zum Konfidenzbereich von Kennziffern beinhalten immer eine Angabe zur vorausgesetzten Wahrscheinlichkeit. Höhere Wahrscheinlichkeiten führen zu breiteren Vertrauensbereichen, niedrigere zu entsprechend schmaleren. Sie gibt eine Wahrscheinlichkeit von 95 Prozent an, dass in diesem Fall (mindestens) 95 Prozent aller auf Grundlage von gemessenen Daten berechneten Konfidenzintervalle den wahren Wert der zu untersuchenden Population beinhalten:

Im folgenden Beispiel werden die statistischen Vertrauensbereiche der Armutsrisikoquote für die Jahre 2001 bis 2012 mit den Konfidenzbändern für jeweils 90, 95 und 99 Prozent dargestellt. Die Graphik 2.5 zeigt deutlich, wie die Breite des Konfidenzbandes zunimmt, wenn höhere Anforderungen an die statistische Verlässlichkeit gestellt werden. In allen folgenden Analysen verwenden wir durchgängig ein Konfidenzniveau von 95 Prozent.

Die Breite des Konfidenzbandes ist im Weiteren – abgesehen vom gewählten Konfidenzniveau – von zwei Faktoren abhängig: der Zahl der beobachteten Fälle und der Variabilität der betrachteten

A 2.5 Entwicklung der Armutsrisikoquote

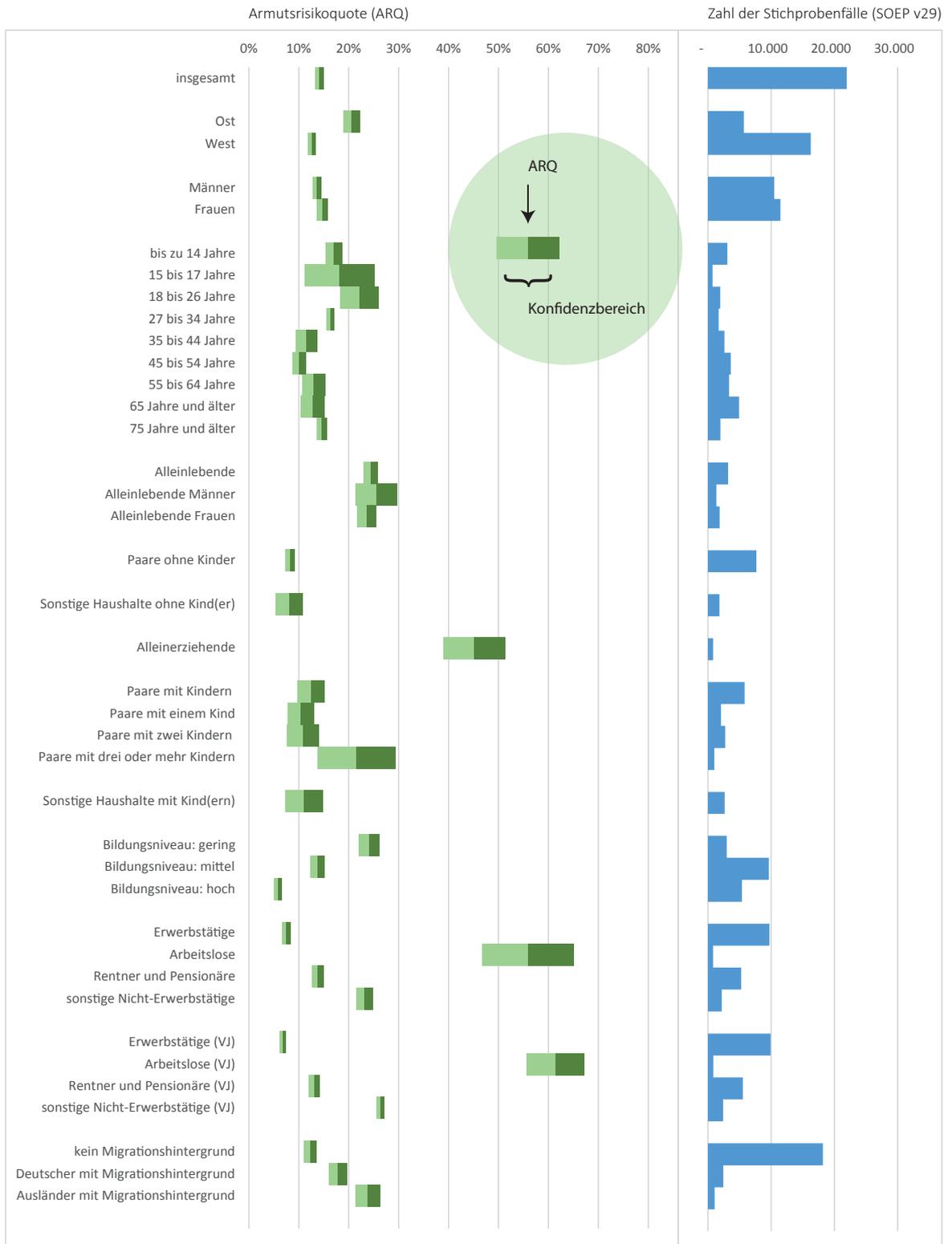


Größe. Zur Illustration dieses Zusammenhangs zeigen wir in Graphik 2.6 die auf Basis des SOEP berechnete Armutsrisikoquote für eine Reihe von Teilgruppen. Vor allem bei sehr schwach besetzten Gruppen, wie etwa den Arbeitslosen und den Alleinerziehenden zeigen sich Konfidenzbereiche, deren Breite nur eine sehr zurückhaltende Interpretation von Differenzen und Trends erlauben. Oftmals sind es aber genau diese schwach besetzten Teilgruppen, die von sozialpolitischen Interessengruppen sind. Erst die Beachtung der statistischen Unsicherheiten erlaubt eine sinnvolle Interpretation von Veränderungen der Indikatoren im zeitlichen Verlauf. Das heißt, minimale Veränderungen oder Unterschiede, die den Bereich der Konfidenzbänder nicht verlassen, sollten entsprechend vorsichtig interpretiert werden.

16 In diesem Zusammenhang fällt oft der Begriff des signifikanten Unterschieds, d.h. eines Unterschieds, der sich nicht nur in der Stichprobe zeigt, sondern mit einer vorgegeben Wahrscheinlichkeit auch in der Grundgesamtheit zu finden ist. Die Identifikation statistisch signifikanter Unterschiede erfordert allerdings immer einen spezifischen Signifikanztest, der über den reinen Vergleich der Konfidenzbereiche hinausgeht.

A 2.6

Armutsrisikoquoten und ihre Konfidenzbereiche im Jahre 2012 (95% - Niveau)



3 Die Einkommen und ihre Verteilung

3.1 Der Einkommensbegriff

Alle einkommensbezogenen Indikatoren in diesem Bericht basieren auf bedarfsgewichteten Einkommen, in der Regel auf dem Nettoäquivalenzeinkommen.

Das Nettoäquivalenzeinkommen ist ein personengewichtetes Haushaltsnettoeinkommen. Es ergibt sich aus den individuellen Markteinkommen der Mitglieder eines Haushalts sowie aus privaten und öffentlichen Transferleistungen. Das Nettoäquivalenzeinkommen ist im Feld der Sozialberichterstattung die zentrale Messgröße zur Beurteilung der Entwicklung der Einkommen und ihrer Verteilung.

Das Haushaltsmarkteinkommen entspricht der Summe der individuellen Markteinkommen aller Haushaltsmitglieder und umfasst die Einkommen aus selbständiger und abhängiger Erwerbstätigkeit sowie aus Vermögensbeständen. Dabei stellen die individuellen Bruttoeinkommen aus abhängiger Beschäftigung die wichtigste Komponente des Markteinkommens dar.¹⁷ Die Vermögens- bzw. Kapitaleinkommen beinhalten Zinseinkünfte und Dividenden sowie Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung. In den Kapitaleinkommen werden auch Einkünfte aus privaten Renten¹⁸ sowie der fiktive Mietwert selbst genutzten Wohneigentums mit berücksichtigt.

Das Haushaltsnettoeinkommen ergibt sich aus dem Haushaltsmarkteinkommen zuzüglich der Renten aus der Gesetzlichen Rentenversicherung sowie staatlicher Transfers, jedoch abzüglich der geleisteten Einkommensteuer und des Arbeitnehmeranteils der Pflichtbeiträge zur Sozialversicherung. Diese Transformation kann aufgrund der Konzeption des öffentlichen Steuer- und Transfersystems nur auf der Haushaltsebene erfolgen. Alternativ lässt sich das Haushaltsnettoeinkommen aus dem Haushaltsbruttoeinkommen durch Abzug der gezahlten Einkommensteuer sowie des Arbeitnehmeranteils der Pflichtbeiträge zur Sozialversicherung berechnen.

Das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung verwendet den Opportunitätskosten-Ansatz nach Oaxaca (1973) für die Ermittlung der kalkulatorischen Miete für Personen, die entweder in Eigenheimen leben, mietfrei oder mietreduziert wohnen. Somit werden auch für Personen, die vom Arbeitgeber eine Wohnung zur Verfügung gestellt bekommen, die in Sozialwohnungen leben, oder die in anderen mietfreien Haushalten leben, eine fiktive Miete berechnet. Diese kalkulatorische Miete kann als Einkommensvorteil von Personen, die keine Miete bezahlen müssen, gegenüber anderen, die Miete bezahlen, verstanden werden.

Um schätzen zu können, wie hoch der Mietbetrag einer bestimmten Immobilie auf dem privaten Mietmarkt wäre, wird eine Regression¹⁹ tatsächlicher Mietspreise durchgeführt. Damit lässt sich die (Kalt-)Miete, die auf dem freien Markt hätte bezahlt werden müssen, schätzen.

17 Beim Bruttoeinkommen aus abhängiger Erwerbstätigkeit sind die Arbeitgeberbeiträge zu den Sozialversicherungen nicht enthalten, wohl aber die vom Arbeitnehmer zu leistenden Beiträge. Um die Vergleichbarkeit zwischen Bruttogehältern aus sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung und Bruttobeamtengehältern sicherzustellen, werden letztere wie auch in den Armuts- und Reichtumsberichten der Bundesregierungen um einen fiktiven Sozialversicherungsbeitrag in Höhe von 15% erhöht.

18 Diese umfassen insbesondere Renten aus privaten Rentenversicherungen, Betriebsrenten und die Zusatzversorgung des öffentlichen Dienstes

19 Dabei tritt die (logarithmierte) Bruttomiete als abhängige Variable auf. Es wird versucht, diese durch die Quadratmeteranzahl, Indikatoren, die den Zustand des Hauses widerspiegeln, das Alter der Immobilie, die Wohndauer, die Gemeindegröße und das verfügbare Einkommen zu beschreiben. Die so gewonnen Regressionskoeffizienten werden dann auf Immobilien von Personen mit selbstgenutzten Wohneigentum und von Personen, die mietfrei oder mietreduziert wohnen, angewendet.

Für Wohneigentümer werden dann im Anschluss Kosten, die nur für Besitzer der Immobilie anfallen, abgezogen, zum Beispiel: Zinsen auf die Hypothek, Instandhaltungskosten und zusätzliche Kosten durch (Immobilien-)Besteuerung. Für Besitzer eines Eigenheims steigt der Nutzen durch die kalkulatorische Miete je mehr ihrer Hypothek sie schon zurückgezahlt haben.

Das Statistische Bundesamt geht bei der Mietwertberechnung für die EVS anders vor. Grundlage der unterstellten Mietzahlungen für Haupt- und Zweitwohnungen (als Eigentümerwohnungen oder mietfreie (d.h. kostenlos überlassene) Wohnungen) sind Durchschnittswerte der Nettokaltmiete je Quadratmeter von vergleichbaren Mieterhaushalten im Mikrozensus 2010 (dort: vierjähriges Zusatzmodul „Wohnsituation der Haushalte“). Die Durchschnittswerte werden – gegliedert nach den Schichtungsmerkmalen Ost-/ Westdeutschland, Gemeindegröße und Baujahr des Gebäudes – aus den tatsächlich gezahlten Nettokaltmieten des Mikrozensus 2010 ermittelt und mit den Preisindizes für Mieten auf das Jahr 2013 fortgeschrieben. Die so ermittelte Nettokaltmiete je Quadratmeter werden mit der Wohnfläche multipliziert und für diejenigen Monate imputiert, in denen sich der Haushalt als Eigentümer, mietfrei bei Verwandten wohnend bzw. als Deputatbezieher bezeichnet hat.

Das Äquivalenzeinkommen

Sollen die Einkommen von Haushalten unterschiedlicher Größen- und Altersstruktur verglichen werden, ist eine Gewichtung der Einkommen unerlässlich. In einfachsten Fall könnte das Haushaltseinkommen durch die Zahl der Personen, die davon leben müssen, geteilt werden. Ein derartiges Einkommen pro Kopf würde jedoch die erheblichen Einsparpotenziale des Zusammenlebens nicht berücksichtigen. Um dem Rechnung zu tragen, werden Einkommen mit sogenannten Äquivalenzziffern gewichtet. Diese Gewichte leiten sich aus der jeweiligen Haushaltskonstellation ab. Wir verwenden im Folgenden ausschließlich

die Äquivalenzgewichte der neuen (modifizierten) OECD-Skala.

Die neue OECD-Skala gibt der ersten erwachsenen Person ein Gewicht von 1, allen weiteren Haushaltsmitgliedern ab einem Alter von 15 Jahren ein Gewicht von 0,5 und jüngeren Personen unter 15 Jahren ein Gewicht von 0,3. Die Bestimmung der Äquivalenzeinkommen erfolgt dann durch Division der jeweiligen Haushaltseinkommen durch die Summe der Äquivalenzgewichte eines Haushalts. Alle Personen eines Haushalts bekommen den gleichen Einkommenswert zugewiesen.

Äquivalenzskalen vom Typ der OECD-Skala gehen dabei von zwei Prämissen aus: Zum einen wird unterstellt, dass bei einer steigenden Haushaltsgröße eine Fixkostendegression in der beschriebenen Form erfolgt. Zum anderen wird davon ausgegangen, dass Personen, die in einem Haushalt zusammenleben, durch die gemeinsame Nutzung von Wohnung und Haushaltsgegenständen ein gleiches Wohlstandsniveau erreichen.

Der komplette Rechenweg ausgehend von den einzelnen Einkommenskomponenten bis hin zum äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen ist in der Tabelle 3.1 aufgeführt. Die Beispielwerte sind die Durchschnittswerte aller 4-Personen-Haushalte mit zwei Erwachsenen und zwei Kindern unter 15 Jahren. Diese Haushaltskonstellation führt zum Äquivalenzgewicht von 2,1.

Die Bedarfsgewichtung unterstellt den Haushalten wachsende Einsparpotenziale mit zunehmender Personenzahl. Zur Höhe dieser Bedarfsgewichte gibt es erwartungsgemäß eine lange Diskussion. Andere Institutionen finden andere Werte als angemessener und auch die OECD selbst hat ihrer Gewichte in der Vergangenheit bereits erheblich modifiziert. Es könnte auch argumentiert werden, dass je nach Analysezweck unterschiedliche Gewichte geeignet wären. Hinsichtlich besonders hoher Einkommen ist die Idee der Bedarfsgewichtung ohnehin zu hinterfragen, da i.d.R. nur ein Teil des Einkommens in den eigentlichen Bedarf

T 3.1

Einkommensbilanzen in SOEP und D-SILC an Beispiel eines durchschnittlichen Haushalte mit zwei Erwachsenen und zwei Kindern unter 15 Jahre

Datenbasis: SOEPv29 /2012

Einkünfte aus Erwerbstätigkeit	57.377	
Einkünfte aus Vermögen	3.583	
Fiktiver Mietwert selbst genutzten Wohneigentums	2.754	
Einkünfte aus privaten Renten	971	
Korrektur der Bruttoeinkünfte für Beamte	[841,58]	
Markteinkommen der Haushalte	Σ 64.685	
Markteinkommen der Haushalte	64.685	
Private Transferleistungen	249	
Staatliche Transferleistungen	3.256	
Renten aus der Gesetzlichen Rentenversicherung	4.735	
Bruttoeinkommen der Haushalte	Σ 72.925	
Bruttoeinkommen der Haushalte	72.925	
Einkommensteuer	-11.304	
Arbeitnehmeranteil der Pflichtbeiträge zur	-8.786	
Nettoeinkommen der Haushalte	Σ 52.835	
Äquivalenzgewicht [1+0,5+0,3+0,3]	2,1	
Nettoäquivalenzeinkommen	25.160	

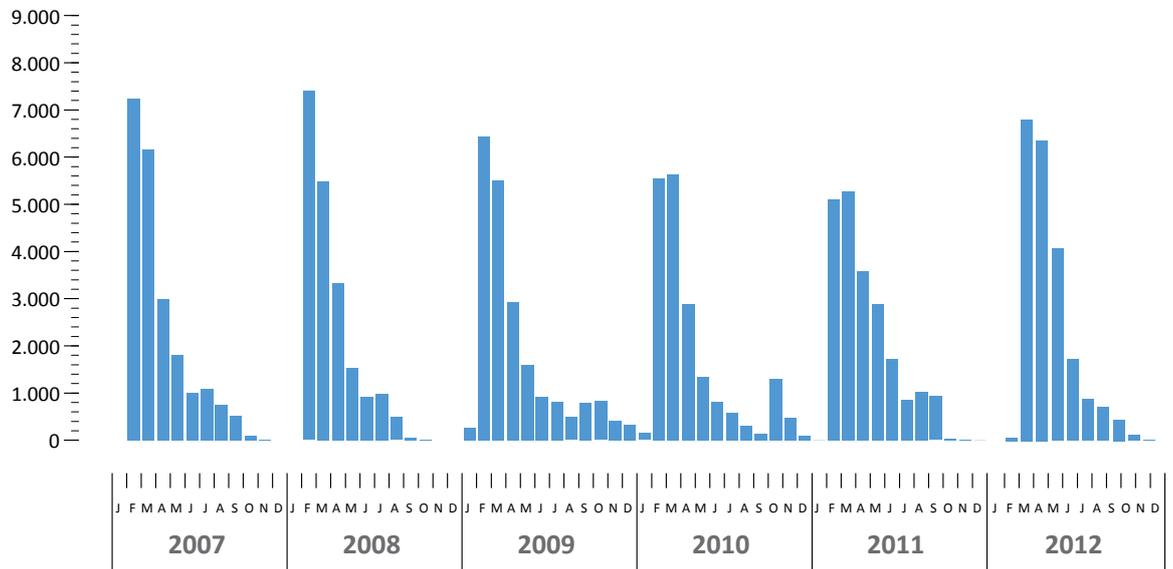
Datenbasis: D-SILC 2012

Bruttoeinkommen aus unselbstständiger Tätigkeit	50.062
Firmenwagen	589
Bruttogewinn oder -verlust aus selbstständiger	5.491
Nettorenten aus privaten Systemen	116
Einkommen aus Vermietung oder Verpachtung	417
Regelmäßig erhaltene Geldtransfers zwischen privaten Haushalten	146
Zinsen, Dividenden, Gewinne aus Kapitalanlagen in Unternehmen ohne eigene Rechtspersönlichkeit	664
Von Personen unter 16 Jahren bezogenes	7
Markteinkommen der Haushalte	Σ 57.492
Markteinkommen der Haushalte	57.492
Arbeitslosenunterstützung	669
Altersleistungen	11
Hinterbliebenenleistungen	4
Krankengeld	76
Invaliditätsleistungen	109
Ausbildungsbezogene Leistungen	24
Familienleistungen/Kindergeld	5.204
Sonstige Leistungen gegen soziale Ausgrenzung	35
Wohnungsbeihilfen	259
Bruttoeinkommen der Haushalte	63.883
Bruttoeinkommen der Haushalte	63.883
Regelmäßige Vermögensteuern	-235
Regelmäßig geleistete Geldtransfers zwischen privaten Haushalten	-182
Einkommensteuern und Sozialbeiträge	-17.226
Nettoeinkommen der Haushalte	Σ 46.240
Äquivalenzgewicht [1+0,5+0,3+0,3]	2,1
Nettoäquivalenzeinkommen	22.019

des Haushalts fließt. Auch sind die Bedarfe in verschiedenen Landesteilen auf Grund unterschiedlicher regionaler Preisniveaus sicherlich unterschiedlich hoch. Um den Effekt unterschiedlicher Bedarfsgewichtungen darzustellen, werden in 3.3 Sensitivitätsanalyse für eine Reihe alternativer Äquivalenzskalen durchgeführt.

Preisbereinigung

Zur besseren Einschätzung der zeitlichen Entwicklung der einkommensbezogenen Indikatoren sind alle Werte in diesem Dokument preisbereinigt mit dem Basisjahr 2012. Die Wahl des Basisjahrs 2012 hat den Vorteil, dass für den letzten verfügbaren Zeitraum / -punkt des SOEP v29 die Euroangaben zugleich dem nominalen Wert entsprechen.



Zeitlicher Bezug

Die Grundlage von Einkommensanalysen bilden in der Regel Jahreseinkommen²⁰, die nur retrospektiv für das vorhergehende Kalenderjahr erhoben

20 Es wäre beispielsweise bei Verwendung des SOEP auch möglich, auf die aktuellen Monatseinkommen zum Zeitpunkt der Befragung zurückzugreifen. Diese Alternative hätte allerdings den Nachteil, dass sie zu einem stark von saisonalen Effekten beeinflusst wäre und zum anderen diverse Einmalzahlungen wie etwa das „Weihnachtsgeld“ oder Gewinnbeteiligungen nicht mit erfasst würden. Abbildung 3.1 gibt einen Eindruck, wie sich die Befragungszeitpunkte des SOEP über das Jahr verteilen.

werden können. Im hier verwendeten SOEP v29, dessen Feldphase in 2012 lag, finden sich folglich die Einkommensangaben für das Jahr 2011. Dies führt zu einer gewissen Unschärfe in Analysen bei denen die Bezugszeitpunkte /-zeiträume der einzelnen Indikatorkomponenten voneinander abweichen. Aus Gründen der Vergleichbarkeit mit anderen SOEP-Publikationen haben wir von der Möglichkeit Abstand genommen, diese Diskrepanzen wie in BMAS (2011)²¹ zu korrigieren, wo die Informationen des jeweiligen Vorjahres mit den Einkommensangaben des Befragungsjahres kombiniert wurden.

21 BMAS 2011. Kapitel 2.2.2 Konsistente zeitliche Zuweisung retrospektiv erhobener Jahreseinkommen des SOEP

3.2 Indikatoren

Wir stellen im Folgenden eine Reihe von Kennziffern zur Beschreibung von Einkommens- und Vermögensverteilungen vor. Diese Kennziffern reichen von einfachen Mittelwerten bis hin zu komplexen synthetischen Maßen, die einen oder mehrere Aspekte einer Verteilung in einer einzigen Zahl zu erfassen versuchen.

Wir haben die Ausprägungen der komplexeren Maße zwar tabellarisch dokumentiert, verwenden jedoch im Rahmen der weiteren Interpretation vorwiegend graphische Darstellungen, um die Form einer Verteilung deutlich zu machen. Im Zuge des technischen Fortschritts ist es heute mit vertretbarem Aufwand möglich, die Ergebnisse von Kerndichteschätzungen zu visualisieren und ein direktes Bild einer Verteilung zu erhalten. Dies führt oftmals zu einem besserem Verständnis als ein Katalog einzelner Kennziffern.

Mediane und arithmetische Mittel

In den weiteren Analysen wird an vielen Stellen der Begriff des Medianeinkommens verwendet. Unter dem Medianeinkommen ist ein Einkommenswert zu verstehen, bei dem es genauso viele Personen mit einem höheren wie mit einem niedrigeren Einkommen gibt. Würde man die gesamte Bevölkerung nach der Höhe ihres Einkommens in einer Reihe aufstellen, bezöge derjenige, der genau in der Mitte dieser Reihe steht, das Medianeinkommen.

F 3.1 Arithmetisches Mittel

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$$

F 3.2 Median

$$\tilde{y} = \begin{cases} y_{\frac{n+1}{2}} & \text{bei ungeradem } n \\ \frac{1}{2} (y_{\frac{n}{2}} + y_{\frac{n}{2}+1}) & \text{bei geradem } n \end{cases}$$

Das Medianeinkommen weist gegenüber dem Durchschnittseinkommen auf Grundlage des arithmetischen Mittelwerts einen wesentlichen Vorteil auf: es ist robuster gegenüber Ausreißern in einer Stichprobe. Das arithmetische Mittel reagiert dagegen auf Ausreißer und kann durch einige wenige Stichprobenfälle mit sehr hohen Einkommen deutlich nach oben gezogen werden. Der sich dann ergebende Mittelwert wird jedoch von der überwiegenden Mehrzahl der Haushalte nicht erreicht und ist daher wenig aussagefähig.

Insbesondere im Kontext von Vermögensanalysen zeigen sich auch spezifische Nachteile des Median. Die Vermögensverteilungen sind oftmals extrem (rechts-)schief, d.h. für viele statistische Fälle liegen sehr geringe oder gar keine Vermögen vor, die hohen Vermögen konzentrieren sich auf entsprechend wenige Personen. Der Median nimmt hierbei sehr kleine Werte an, die keinen Eindruck von der Verteilung vermitteln. Sobald in einem Segment überwiegend gar keine Vermögensbestände vorliegen, verharrt der Median auf dem Wert Null, d.h. es bleibt unklar, wieviele und ob überhaupt Personen über ein Vermögen verfügen. Sinnvolle Aussagen etwa zum Immobilienbesitz sind auf Basis des Median nicht mehr möglich, sobald die Hälfte der betrachteten Personen über keine Immobilie verfügt. Zudem weisen nahe bei Null liegende Mediane oftmals extrem hohe Veränderungsgraten auf, die keine sinnvolle Interpretation erlauben.

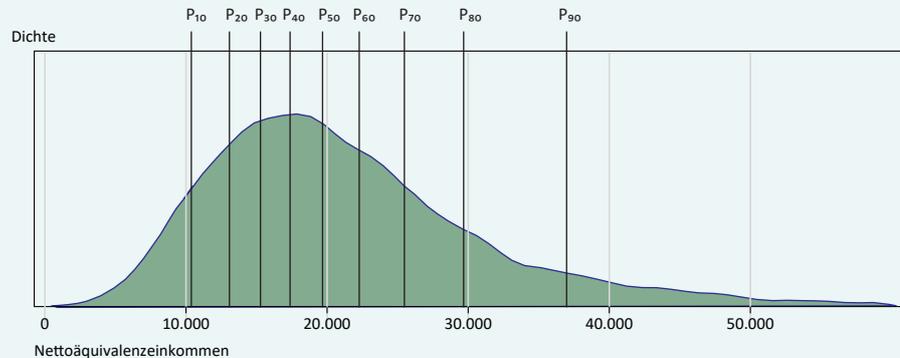
Um die Mitte einer Einkommens- oder Vermögensverteilung sichtbar zu machen, weisen wir im Folgenden in der Regel sowohl den Median als auch das arithmetische Mittel aus.

Perzentile, Perzentilsabstände, Perzentilsverhältnisse, Perzentilsanteile

Genauso wie der Median eine Population in eine untere und obere Einkommens- bzw. Vermögenshälfte unterteilt, gliedern Perzentile nach vorgegebenen prozentualen Anteilen (siehe auch Abbildung 3.2). Der Median entspricht dabei dem 50%-Perzentil. Das 10%-Perzentil wäre entsprechend dasjenige Einkommen, das von zehn Prozent der Bevölkerung nicht überschritten würde.

Die Perzentilanteile geben den bis zum Perzentil gehörenden Anteil am gesamten Einkommen der Population an. Der Einkommensanteil des

A 3.2 Perzentile des Nettoäquivalenzeinkommens



10%-Perzentils entspräche somit der Summe der unteren Einkommen bis zur Perzentilgrenze geteilt durch das Einkommen aller Personen.

Perzentilabstände geben – wie der Name bereits nahelegt – den Abstand zwischen zwei Perzentilen an. Dabei werden die beiden Perzentile so gewählt, dass das p -Perzentil und das $1-p$ Perzentil betrachtet wird. Bekanntester Vertreter dieser Gruppe von Maßzahlen ist der Interquartilsabstand mit $p=25\%$.

Bei Einkommens- und Vermögensanalysen wird allerdings häufiger auf Perzentilverhältnisse zurückgegriffen. Perzentilverhältnisse setzen Perzentilwerte aus dem oberen Bereich in Relation

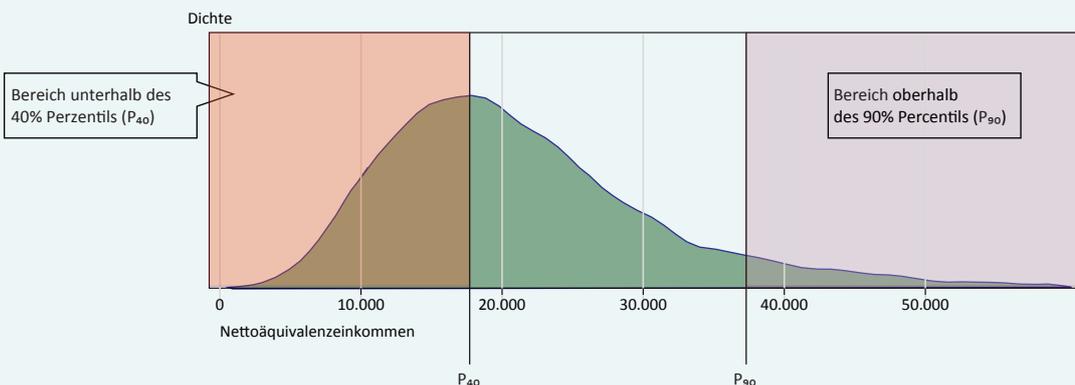
zum unteren Bereich. Die Perzentilverhältnisse geben dabei an, um ein wie Vielfaches die jeweilige obere Einkommensgruppe ein höheres Einkommen bzw. Vermögen hat als die entsprechende untere Gruppe.

Palma-Ratio

Gabriel Palma zeigte 2011²², dass in fast allen Staaten die Einkommenssummen der Haushalte zwischen dem fünften und neunten Einkommenszentil rund die Hälfte der gesamten Einkommenssumme einer Population ausmachen. Die andere Hälfte der Einkommen entfallen auf die reichsten

22 Palma, José Gabriel (2011)

A 3.3 Palma-Ratio



zehn Prozent und die ärmsten vierzig Prozent. Der von Cobham und Sumner 2013 entworfene Palma-Index setzt nun den Einkommensanteil der oberen 10 Prozent zum Anteil der ärmsten 40 Prozent ins Verhältnis (siehe Abbildung 3.3). Cobham und Sumner regen die Verwendung ihres Index an, da er im Gegensatz zu anderen Kennziffern leicht verständlich sei und zudem eine greifbare Empfehlung an die Politik impliziere. Um Ungleichheit zu verringern, müsse der Unterschied zwischen den oberen 10 und den unteren 40 Prozent verringert werden. 2010 war Jamaika gemäß dem Palma-Index das Land mit der größten Einkommensungleichheit (PR=14,67) und Rumänien hingegen das Land mit der geringsten Ungleichheit (PR=0,95)²³.

Gini-Koeffizient

Auch der Gini-Koeffizient nimmt den Gedanken kumulierter Einkommensanteile auf. Corrado Gini stellt ihn 1912 als statistisches Maß für die Ungleichverteilung (Konzentrationsmaß) auf Basis der Lorenzkurve (A 3.4) vor. Dabei wird eine 45 Grad-Linie, die eine perfekte Gleichverteilung der Einkommen repräsentiert, mit der realen Verteilung, dargestellt durch die Lorenz-Kurve²⁴, verglichen. Der Gini-Koeffizient nimmt einen Wert zwischen 0 und 1 an; 0 bei vollkommen gleichmäßiger Verteilung und 1, wenn eine Person oder ein Haushalt das gesamte Gesellschaftseinkommen erhält. Der Gini-Koeffizient reagiert auf Veränderungen im mittleren Bereich der Verteilung besonders sensitiv.

Es sind im Wesentlichen drei Kritikpunkte am Gini-Koeffizienten, die in den Folgejahren zur Entwicklung diverser Variationen und alternativer Kennziffern geführt haben:

23 Cobham und Sumner (2013)

24 Die Lorenzkurve kumuliert die Einkommensanteile aus den jeweiligen Achsenabschnitten und setzt sie in Relation zur den kumulierten Bevölkerungsanteilen. Dabei bilden die Bevölkerungsanteile die Abszisse, die kumulierten Einkommensanteile die Ordinate. Wären die Einkommen in der Population gleichverteilt, d.h. jeder hätte das gleiche Einkommen, entspräche die Lorenzkurve der 45-Grad-Linie. Mit zunehmender Ungleichheit wölbt sie sich unter einer gedachten 45-Grad-Linie.

F 3.3 Gini-Koeffizient

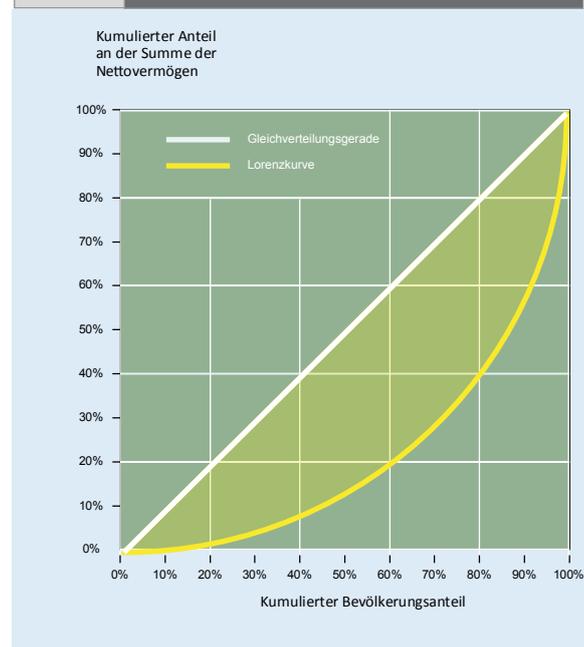
$$G = \frac{1}{\mu} \cdot 2 \sum_{i=1}^n iy_i - \frac{n+1}{n}$$

Zum ersten ist der Gini-Koeffizient nicht zerlegbar, d.h. wenn die Gini-Werte von zwei Gruppen bekannt sind, kann daraus nicht der gemeinsame Gini-Koeffizient berechnet werden.

Zweitens liegt der sensitive Bereich des Gini-Koeffizienten im Zentrum der Verteilung. Häufig sind jedoch gerade die Ränder der Einkommens- oder Vermögensverteilung von (sozialpolitischem) Interesse, da hier am ehesten ein Handlungsbedarf gesehen.

Zum Dritten wird kritisiert, dass der Gini-Koeffizient für unterschiedliche Verteilungen denselben numerischen Wert annehmen kann. Dieser letzte Kritikpunkt ist allerdings ein typisches Merkmal aller hoch aggregierender Maße.

A 3.4 Lorenzkurve



Weiterentwicklungen des Gini-Koeffizienten: Piesch- und Mehran-Index

Die Indizes von Piesch und Mehran basieren wie der Gini-Koeffizient auf einer Interpretation der Lorenzkurve. Beim Piesch-Index wird der Unterschied zwischen der Lorenzkurve und der Linie, die die perfekte Gleichverteilung angibt, mit dem Faktor p_i gewichtet, wodurch der Index im Gegensatz zum Gini-Koeffizienten sensibler für Veränderungen im oberen Bereich der Verteilung wird.

Auch der Mehran-Index ist eine Erweiterung des Gini-Koeffizienten. Der Mehran-Index gewichtet die Differenz zwischen der Lorenzkurve und der Linie, die die perfekte Gleichverteilung angibt, mit dem Faktor $1-p_i$, was ihn sensibler für Veränderungen im unteren Bereich der Verteilung macht.

An dieser Stelle wird deutlich, dass die Charakterisierung von Konzentration(-sprozessen) durch eine einzige Zahl unzureichend ist. Allerdings lässt sich in der Gesamtschau von Gini-Koeffizient und den Indizes von Piesch und Mehran überprüfen, inwieweit eine Ungleichheit eher auf den oberen, mittleren oder unteren Bereich einer Verteilung zurückzuführen ist.

F 3.3 Piesch-Index

$$P = \frac{3}{n} \sum_{i=1}^{n-1} p_i(p_i - \Phi_i) \quad \text{mit } 0 \leq P \leq 1 - \frac{1}{n}$$

$$p_i = \frac{i}{n}$$

$$\Phi_i = \frac{1}{n\mu} \sum_{j=1}^{i-1} y_j$$

F 3.4 Mehran-Index

$$M = \frac{6}{n} \sum_{i=1}^{n-1} (1-p_i)(p_i - \Phi_i) \quad \text{mit } 0 \leq M \leq 1 - \frac{1}{n^2}$$

$$p_i = \frac{i}{n}$$

$$\Phi_i = \frac{1}{n\mu} \sum_{j=1}^{i-1} y_j$$

Entropiemaße

Die Entropie ist ein Maß für den Grad der Unordnung. Bezogen auf Einkommensverteilungen geben Entropiemaße Abweichungen von perfekter Gleichheit an. Dabei kann mit verschiedenen α eine spezielle Gewichtung auf bestimmte Teile der Einkommensverteilung gelegt werden. Nimmt α große Werte an, so reagiert der Index stärker bei Änderungen am oberen Ende der Verteilung, nimmt kleine Werte an, so geschieht dies am unteren Ende der Verteilung. Hier kann – im Unterschied zum Gini-Koeffizienten – gesteuert werden, auf welchem Ende der Verteilung die Aufmerksamkeit liegen soll.

Das Entropiemaß nimmt Werte zwischen 0 (bei vollkommen gleichmäßiger Verteilung) und ∞ an. Je höher der Wert, desto ungleicher ist die Verteilung. Alle Entropiemaße haben eine eigene Obergrenze in Abhängigkeit vom jeweiligen α . Entropiemaße lassen sich auch als relatives Maß darstellen, indem durch die maximale Ungleichheit für ein gegebenes α geteilt wird. Der Wert des relativen Entropiemaßes liegt dann zwischen 0 und 1 und ist somit besser interpretierbar. Ist dieser beispielsweise 0,05 bedeutet dies, dass die Ungleichheit in der Einkommensverteilung fünf Prozent der maximalen Ungleichheit beträgt.

F 3.5 Generelle Entropiemaße

$$GE(\alpha) = \frac{1}{n\alpha(\alpha-1)} \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right] \quad \alpha \neq 0, 1$$

$$GE(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \frac{y_i}{\bar{y}}$$

$$GE(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\bar{y}} \ln \frac{y_i}{\bar{y}}$$

$$GE(2) = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^2 - 1 \right]$$

$\alpha = 0$ (mittlere logarithmische Abweichung)

$\alpha = 1$ (Theil-Index)

$\alpha = 2$ (Hälfte des Variationskoeffizienten)

Die Entropiemaße erfüllen die wichtige Forderung nach der additiven Zerlegbarkeit. So lässt sich die Ungleichheit innerhalb und zwischen disjunkten gesellschaftlichen Teilgruppen, bei denen die Bevölkerung etwa nach Geschlecht, Bildungsgrad oder Alter gegliedert wird, errechnen. Dabei kann die Ungleichheit der Gesamtpopulation aus der gewichteten Summe der Ungleichheiten der Teilpopulationen aggregiert werden. So gestattet der Index beispielsweise, die Ungleichverteilung in Deutschland aus den Ungleichverteilungen der Bundesländer zu berechnen.

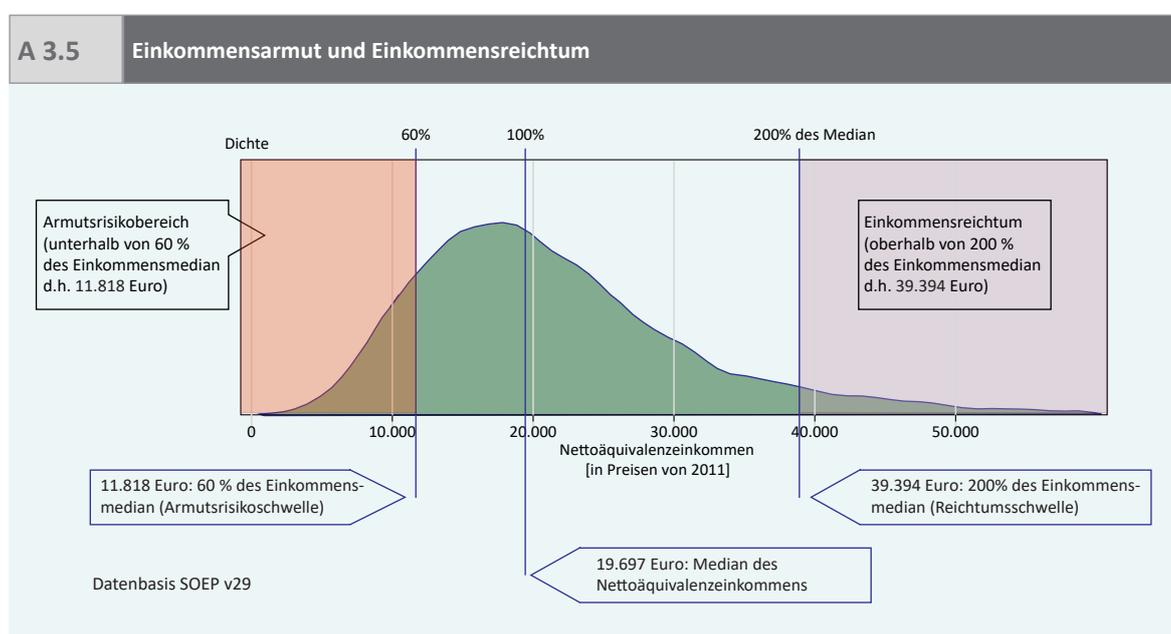
Theil Index

Der Theil Index ist eine spezielle Form der generalisierten Entropiemaße (mit $\alpha = 1$). Für Henri Theil ist die Eigenschaft des Index, keine obere Grenze zu kennen, aber abhängig von der Bevölkerungsgröße zu sein, durchaus wünschenswert und beabsichtigt. Der Theil-Index ist beispielsweise in einer Gesellschaft von tausend Personen, in der eine Person das gesamte Einkommen besitzt, höher, als in einer Gesellschaft von zwei Personen, von denen ebenfalls eine über das gesamte Einkommen verfügt. Somit gilt die erste Gesellschaft als wesentlich ungleicher. Hätten aber 500 der 1000 das gesamte Einkommen, wären beide Gesellschaften in gleicher Weise „ungleich“. Der Gini-Koeffizient würde hier in allen Fällen den Wert 1 liefern.

Einkommensarmut

Die Armutsrisikoquote gibt an, wie hoch der Anteil der Personen an der Gesamtbevölkerung ist, deren Nettoäquivalenzeinkommen unterhalb von 60 Prozent des Medianeinkommens liegt. Dabei gilt der Wert von 60 Prozent des Median als sogenannte „Armutsrisikogrenze“. Die so definierte Schwelle kennzeichnet eine relative Armut, da sie auf einen gesellschaftlichen Mittelwert Bezug nimmt, was sich mit allgemein anerkannten Definitionen von Einkommensarmut in entwickelten Ländern deckt (Europäischer Rat 1985).

Die Armutsrisikoquote ist nicht zuletzt wegen ihrer konzeptionellen Einfachheit zur am häufigsten verwendeten Maßzahl in diesem Bereich geworden. Allerdings war sie immer auch erheblicher Kritik ausgesetzt. Die Kritik bezieht sich unter anderem auf die Fülle normativer Elemente, die in die Berechnung der Maßzahl eingehen. Dazu gehören neben der Festlegung auf die 60 Prozent-Linie – es könnten mit gleichem Recht auch 50 oder 70 Prozent sein - auch die Wahl der Äquivalenzgewichte. Im Abschnitt zur Sensitivität (3.3) zeigen wir, dass selbst kleine Änderungen an diesen Parametern einen erheblichen Effekt auf die Ergebnisse haben können.



Eine weitergehende Kritik macht darauf aufmerksam, dass eine gesamtgesellschaftliche Steigerung oder auch Absenkung des Einkommens um einen bestimmten Faktor keinen Einfluss auf die Höhe des Armutsrisikos hätte. Dies erscheint sowohl im Falle einer gesamtgesellschaftlichen Erhöhung der Einkommen und mehr noch bei einer Verringerung der Einkommen als wenig lebensnah und schwer vermittelbar.

Dennoch ist die Armutsrisikoquote – nicht zuletzt wegen ihrer historisch frühen Einbindung in die Berichtserstattung - in der politischen und gesellschaftlichen Diskussion derart etabliert, dass ihre Dokumentation an zentraler Stelle auch in diesem Forschungsvorhaben als unverzichtbar erscheint. Es gilt allerdings darauf zu achten, dass die Armutsrisikoquote nicht als einzige und alleinverbindliche Kennzahl zur Erfassung des Ausmaßes der (finanziellen) Armut in einer Gesellschaft verwendet wird.

Die Armutsrisikoquote gibt lediglich an, wie groß der Anteil der Personen unterhalb der Armutsrisikoschwelle ist. Sie macht keine Aussagen zur Intensität der Armut, d.h. wie arm die als arm identifizierten Person sind. Diese Information liefert die Armutsrisikolücke. Sie gibt an, wie groß der mittlere Abstand des Einkommens der armen Bevölkerung zur Armutsgrenze ist. Dieser Euro-Betrag lässt sich in Relation zur Risikoschwelle setzen. Das Resultat gilt als relative Armutsrisikolücke.

Die Einkommen der Haushalte können durch momentane finanzielle Engpässe für kurze Zeit unter die Armutsgrenze fallen. Ein sehr viel kleinerer Personenkreis ist dagegen dauerhaft armutsgefährdet. Als persistent arm gelten nach Lesart der Europäischen Union alle Personen, die aktuell und in mindestens zwei der drei vorangegangenen Jahre armutsgefährdet waren.

Einkommensreichtum

Die üblichen Konzepte zur Messung von Einkommensreichtum orientieren sich weitgehend an den Maßen zur relativen Armut. Während sich die Armutsschwellen aus relativen Anteilen des Einkommensmedian, verwenden Reichtumsindikatoren hier entsprechende Vielfache. Die Reichtumsquote wäre damit der Anteil der Personen, deren Nettoäquivalenzeinkommen mehr als doppelt oder mehr als dreimal so hoch wie der Einkommensmedian liegt.

Auch hier lässt sich eine analog zu Armutsrisikolücke eine Aussage zur Intensität des Einkommensreichtums treffen. Der sogenannte Reichtumsüberhang gibt den Eurobetrag an, um den das Einkommen des durchschnittlichen Reichen die Reichtumsschwelle überschreitet.

Als persistent reich gelten entsprechend alle, die aktuell und in mindestens zwei der drei vorangegangenen Jahre einkommensreich waren.

3.3 Sensitivität

Die in Abschnitt 3.2 vorgestellten Kennziffern folgen weitgehend eindeutigen Definition und Rechenvorschriften. Diese Vorgaben haben jedoch teilweise arbiträren Charakter, d.h. die Formulierung der Indikatoren ist mitunter weniger das Resultat wissenschaftsbasierter Prozesse, sondern etwa der Datenlage zum Zeitpunkt der Generierung geschuldet oder gar reine Willkür²⁵. Wir halten es zum besseren Verständnis der sozialen Wirklichkeit für hilfreich, wenn man dieses enge operative Korsett für zentrale Kenngrößen an manchen Stellen lockert bzw. die Auswirkung einer Lockerung in Betracht zieht.

Diese Sensitivitätsanalyse kann vor dem Hintergrund des umfangreichen Datenmaterials, der zahlreichen Teilgruppen und Indikatoren natürlich nur exemplarisch erfolgen. Dafür wurden drei besonders aussagefähige Beispiele gewählt.

Im ersten Beispiel stellen wir dar, welche Effekte es auf die Einkommensverteilung hätte, wenn man eine etwas andere Definition des Einkommens wählen würde. Wie im Abschnitt 2.2 ausgeführt, verfügen manche Mikrodatensätze über die Mög-

lichkeit einen Wert für die kalkulatorische Miete in die Berechnung mit einzubeziehen, andere dagegen nicht. Um den Effekt einer Berücksichtigung der „imputed rent“ nachzuzeichnen, berechnen wir eine Reihe von Kennziffern für einzelne Teilgruppen jeweils mit und ohne Berücksichtigung der kalkulatorischen Miete.

Das zweite Beispiel variiert die Form der Äquivalenzgewichtung. Üblicherweise findet in aktuellen Publikationen die sogenannte neue OECD-Skala Verwendung. Wir stellen den Ergebnisse auf Basis der neuen OECD-Skala solche auf Grundlage alternativer Konzept zur Äquivalenzgewichtung gegenüber.

Das letzte Beispiel greift das Zitat von Victor Fuchs aus „The Public Interest“ auf. Er räumt dort ein, dass er den Schwellenwert der von ihm vorgeschlagenen Armutsschwelle keineswegs für sakrosankt hält. Abgesehen davon, dass damals als Armutsschwelle 50 Prozent des Einkommensmedian vorgeschlagen wurden, wirft dies implizit die Frage auf, welchen Effekt es hätte, wenn man die Armutrisikoquote auf Basis alternativer Niveaus berechnen würde. Wir werden die Ergebnisse auf Grundlage einer variierten Armutsschwelle im dritten Beispiel vorstellen.

25 Bestes Beispiel hierfür ist die Entstehung des 50% (inzwischen 60%)-Kriteriums für die Armutsschwelle. Victor R. Fuchs, der dieses Maß 1967 einführte, räumte in der Zeitschrift *The Public Interest* freimütig ein: „I propose that we define as poor any family whose income is less than one-half the median family income ... no special claim is made for the precise figure of one-half.“

3.3.1 Sensitivität 1: „Kalkulatorische Miete“

Wie in Abschnitt 3.1 bereits ausgeführt, macht die kalkulatorische Miete einen nicht unerheblichen Teil der Äquivalenzeinkommen aus. Betrachtet man die Gesamtpopulation, unabhängig davon, ob der Einzelne zur Miete lebt oder nicht, liegt ihr Anteil am Einkommen bei etwa fünf Prozent. Der Median der Äquivalenzeinkommen sinkt um etwa 1.000 Euro auf 18.656 Euro, wenn man auf diese Größe verzichtet. Betrachtet man nur die Personen in Haushalten mit Wohneigentum, so sinkt deren Medianeinkommen sogar von 23.017 auf 20.391 Euro, also um etwa 2.600 Euro. Wir stellen hier die Frage, ob es für die wichtigsten Indikatoren zur Einkommensverteilung – einmal abgesehen vom verschobenen Zentrum der Verteilung – einen Unterschied macht, ob mit oder ohne Berücksichtigung der kalkulatorischen Miete gerechnet wird. Abbildung 3.6 zeigt die entsprechenden Zusammenhänge.

Effekte auf das Armutsrisiko

Das Armutsrisiko der Gesamtbevölkerung nimmt bei Berücksichtigung der kalkulatorischen Miete um etwa einen halben Prozentpunkt zu. Offensichtlich führen die zusätzlichen Einkünfte der kalkulatorischen Miete zu einem so deutlichen Anstieg der an den Einkommensmedian gebundenen Armutsschwelle, dass mehr Personen als zuvor als einkommensarm gelten. Die allgemeine Zunahme des Armutsrisikos stellt sich allerdings in den Teilpopulationen sehr unterschiedlich dar. Während etwa im Osten Deutschlands die ARQ um 1,5 Prozentpunkte zunimmt, bleibt sie im Westen fast unverändert.

Mit zunehmendem Alter wächst der Beitrag der kalkulatorischen Miete zum Äquivalenzeinkommen. In der höchsten Altersgruppe liegt der Wert mehr als viermal so hoch wie im Alter zwischen 27 und 44 Jahren. Ältere Personen leben häufiger im

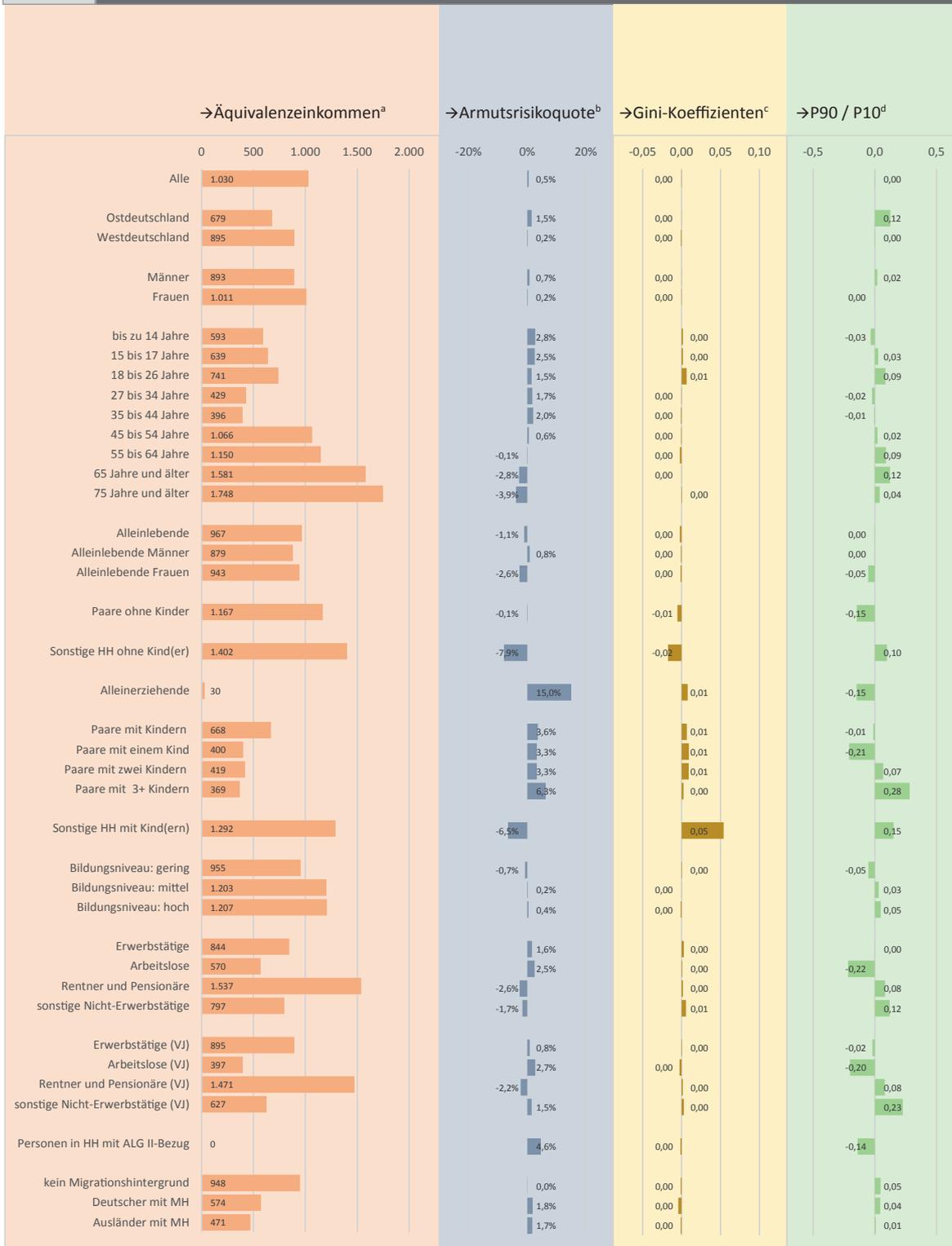
Wohneigentum, zudem ist ihr Eigentum auch seltener mit Krediten belastet. In der Folge profitieren vor allem die Älteren von der Anrechnung der IR. Ab der Altersklasse 55 bis 64 Jahre geht ihr Armutsrisiko zurück. Daher sinkt auch die ARQ der Rentner und Pensionäre, wenn mit der kalkulatorischen Miete gerechnet wird. Erwerbstätige und auch Arbeitslose sind entsprechend einem höheren Armutsrisiko. Besonders nachteilig wirkt sich das Konzept auf das Armutsrisiko der Alleinerziehenden aus. Sie ziehen nur sehr geringen Vorteil aus der Verrechnung der kalkulatorischen Miete (+30 Euro), werden dann aber mit einer mehr als 600 Euro höheren Armutsschwelle konfrontiert. Entsprechend deutlich steigt ihr Armutsrisiko: von 30 auf 45 Prozent.

Effekte auf die Einkommensverteilung

Der Gini-Koeffizient bleibt von der Integration der kalkulatorischen Miete beinahe unberührt. Es lassen sich nur minimale Schwankungen im Bereich der dritten Nachkommastelle erkennen. Das zweite hier verwendete Verteilungsmaß, die P90/P10 –Relation, reagiert dagegen deutlich auf die kalkulatorischen Miete. Ein Anstieg der Perzentilverhältnisse bedeutet ein Auseinanderdriften der geringen und der höheren Einkommen. Dies ist dann der Fall, wenn einkommensreiche Haushalte in höherem Maße von der Berücksichtigung der kalkulatorischen Miete profitieren als einkommensschwache. Dies trifft immer zu, wenn sich die kalkulatorische Miete aus einem Einkommensvorteil auf Grund vorhandenen Wohneigentums speist. In anderen Fällen, wenn etwa die kalkulatorischen Miete in Form von Wohngeld oder Leistungen gemäß SGB II (Übernahme der Kosten der Unterkunft) auftritt, führt die Aufstockung bei den eher einkommensschwachen Haushalten zu einer Glättung der Einkommensverteilung in den entsprechenden Teilgruppen.

A 3.6

Effekte der kalkulatorischen Miete auf das Äquivalenzeinkommen und seine Verteilung



a) Effekt der kalkulatorischen Miete auf die Höhe des Median der Äquivalenzeinkommen (Differenz gegenüber Berechnung ohne k.M.)

b) Effekt auf die Armutsrisikoquote

c) Effekt auf den Gini-Koeffizienten des Äquivalenzeinkommens

d) Effekt auf das Perzentilsverhältnis P_{90} / P_{10} des Äquivalenzeinkommens

3.3.2 Sensitivität 2: Alternative Äquivalenzgewichtung

In Abschnitt 3.1.3 wurde das Prinzip der Äquivalenzgewichtung vorgestellt. Es ist offensichtlich, dass die hier zugrunde liegende Arithmetik weitgehend auf Annahmen darüber beruht, welche Skaleneffekte des Konsums und der Bedürfnisse die einzelnen Haushaltsmitglieder aufweisen. Es gibt keine „richtige“ Äquivalenzskala, sondern mehrere Konzepte, die auf jeweils unterschiedlichen Annahmen beruhen. Die OECD empfiehlt deshalb auch keine bestimmte Skala.

Wir wollen im Folgenden sehen, welchen Effekt eine veränderte Äquivalenzgewichtung auf die Armutsrisikoquote und die Einkommensverteilung hat. Dabei betrachten wir neben der inzwischen üblichen „neuen“ OECD-Skala auch ihre Vorgängerin aus den 80er Jahren („alte“ OECD-Skala), die BSHG-Skala (Sozialhilfeskala) aus der Zeit vor den Hartz-Reformen und eine weitere Variante, die als Gewichtung die Quadratwurzel der Zahl der Haushaltsmitglieder nimmt. In Abbildung 3.7 sind die Skalenwert für unterschiedliche Haushaltszusammensetzungen dargestellt.

Die beiden OECD-Skalen und die Sozialhilfeskala differenzieren nach dem Alter der Haushaltsmitglieder: ab dem 15. Lebensjahr gilt hier ein höheres Gewicht für Erwachsene, jüngere Kinder

gehen mit einem geringen Gewicht ein. Die Quadratwurzelsskala gewichtet ohne Beachtung des individuellen Alters.

Tabelle 3.2 zeigt die Gewichtung für eine Reihe von Haushaltskonstellationen. Die modifizierte OECD-Äquivalenzskala wurde dabei als Referenz markiert. Die Skala wurde 1994 von Haagenars et al. vorgestellt und wird seit Ende der 90er Jahre²⁶ auch von EUROSTAT genutzt. Der Erwachsene im Haushalt, der den Großteil des Einkommens bezieht, erhält ein Gewicht von 1, jedes weitere Mitglied, das älter als 15 ist, wird mit 0,5 gewichtet und Kinder mit 0,3. Zuvor wurde die sogenannte „alte OECD-Skala“ (auch „Oxford Skala“ genannt) verwendet, die dem Hauptverdiener ein Gewicht von 1 verleiht, jeden weiteren Erwachsenen (15+) mit 0,7 und Kinder mit 0,5 gewichtet. Die alte OECD-Skala nimmt folglich geringere Skaleneffekte an als die neue Skala.

26 Die EU-Staaten einigten sich 1998 auf die Nutzung und Weiterempfehlung der modifizierten OECD-Skala, da der Anteil der Nahrungsmittelausgaben am Haushaltsbudget über die Zeit gefallen war und sich die Skaleneffekte somit verstärkten (Dennis, Guio 2004).

Haushaltskonstellationen	Zahl der Personen	Äquivalenzskala			
		Alte OECD-Skala	Neue OECD-Skala	Quadratwurzel-Skala	BSHG-Skala
1 E	1	1,00	1,00	1,00	1,00
1 E + 1 K	2	1,50	1,30	1,41	1,36
1 E + 2 K	3	2,00	1,60	1,73	1,92
2 E	2	1,70	1,50	1,41	1,60
2 E + 1 K	3	2,20	1,50	1,73	2,16
2 E + 2 K	4	2,70	2,10	2,00	2,72
2 E + 3 K	5	3,20	2,40	2,24	3,28
3 E	3	2,40	2,00	1,73	2,40
4 E	4	3,10	2,50	2,00	3,20

Anmerkung: E= Erwachsene, K= Kinder bis zum 14. Lebensjahr

Die Quadratwurzelskala findet sich in neueren Publikationen der OECD²⁷ und verspricht eine einfachere Handhabung durch eine pauschale Gewichtung ohne Beachtung von Altersgrenzen. Die unterstellten Skaleneffekte liegen bei alleinerziehenden Haushalten und Paarhaushalten mit einem Kind zwischen denen der alten und neuen OECD-Skala, bei allen anderen (d.h. größeren) Haushaltstypen deutlich darunter.

Die vierte hier betrachtete Skala ist die Sozialhilfeskala oder BSHG-Skala. Sie wird primär benutzt um zu errechnen um wie viel die Sozialhilfe steigen muss, wenn eine weitere Person in den Haushalt kommt. Die Ergebnisse die mithilfe der BSHG-Skala errechnet werden, gelten generell als erhöht, da die BSHG den Vorteil größerer Haushalte unterschätzt. Auch bei der BSHG-Skala wird der erste Erwachsene mit eins verrechnet. Jeder weitere Erwachsene (15 Jahre oder älter) wird mit einem Gewicht von 0,8, jedes Kind mit einem Gewicht von 0,56 verrechnet. Die klassische BSHG-Skala berücksichtigt keine Wohnkosten. Zwar kann sie modifiziert werden um Wohnkosten miteinzubeziehen und dieses würde die Gewichte etwas

absenken, jedoch sind die Gewichte im Vergleich zu anderen (internationalen) Skalen immer noch relativ hoch.

Bereits in den 90er Jahren wurden bereits ökonomisch geschätzten Skalen entwickelt.²⁸ Hierbei werden die Ausgaben verschiedener Haushaltstypen mit einer mikroökonomischer Datengrundlagen (zum Beispiel: EVS) geschätzt. Von den Schätzergebnissen können dann direkt die Äquivalenzwerte für verschiedene Haushaltstypen abgeleitet werden. Jedoch ist auch dieser Ansatz problematisch, da zum Beispiel die berechneten Äquivalenzskalen nur für die definierte Einkommensschichten gelten. Zwar ließe sich theoretisch für jede Einkommensgruppe und Haushaltszusammensetzung eine eigene Skala berechnen, jedoch erschien uns dieses Vorgehen als zu intransparent für eine Berichterstattung.

27 OECD (2008) und OECD (2011): *Divided We Stand – Why Inequality Keeps Rising.. Paris 2011*

28 Für eine grundlegende und ausführliche Diskussion von ökonomisch geschätzten Skalen, siehe: Lohmann, „Äquivalenzskalen und haushaltsspezifisches Armutsrisiko – Bedarfsbemessung auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993“

Effekte auf das Armutsrisiko

Wenn das Armutsrisiko der Gesamtbevölkerung betrachtet wird, dann haben die verschiedenen Gewichtungen kaum einen Einfluss auf die Ergebnisse. Jedoch differenziert sich dieses Bild, wenn die Subpopulationen betrachtet werden. Hier verändern sich die Risikoquoten kaum für einige Subgruppen (z.B. Erwerbstätige und Paare ohne Kinder), während die Armutsrisikoquoten einiger Teilpopulationen erheblich schwanken (z.B. Alleinlebende und Alleinerziehende mit einem Kind unter 14 Jahre).

Es scheint einleuchtend, dass die Armutsrisikoquote unter der Wurzel-Skala häufig am höchsten ist, da die Wurzel-Skala auch meistens die höchsten Mediane liefert. Dementsprechend hoch sind dann auch die Armutsgrenzen. Verglichen zu den anderen Skalen, haben sich bei der Wurzel-Skala vor allem die Armutsrisikoquoten der Alleinlebenden und der Alleinerziehenden mit einem jungen Kind erhöht. Die Alleinlebenden werden benachteiligt, da dem höheren Median ihr gleichgewichtetes Einkommen entgegengestellt wird. Auch sind die Unterschiede zwischen den Armutsrisikoquoten der einzelnen Skalen bei den Rentnern und Pensionäre stärker ausgeprägt. Diese Beobachtung lässt sich damit erklären, dass diese Personengruppe häufiger in Einpersonenhaushalten lebt als andere.

Bei Personen mit Migrationshintergrund, Paaren mit einem Kind über 15 Jahren und Paarhaushalten mit Kindern führt die Gewichtung durch die Wurzel-Skala zu den geringsten Armutsrisikoquoten im Vergleich. Bei Paaren mit einem älteren Kind liegt dies daran, dass diese Haushaltskonstellation, egal welche Skala benutzt wird, genauso gewichtet wird wie ein Haushalt mit drei Erwachsenen. Generell liegt die Gewichtung der Wurzel-Skala für größere Haushaltstypen unter der Gewichtung der anderen Skalen, und die Differenz wächst mit steigender Haushaltsgröße. Auch Personen mit Migrationshintergrund leben tendenziell häufiger in größeren Haushalten.

Für die BSHG-Skala gilt praktisch die gleiche Argumentation wie für die Wurzel-Skala nur umgekehrt. Die BSHG-Gewichtung führt konstant zu

den niedrigsten Medianen, was in Folge auch zu den geringsten Armutsschwellen und Armutsrisikoquoten führt. Vor allem für größere Haushalte liefert die BSHG-Skala sehr hohe Gewichte.

Effekte auf die Einkommensverteilung:

Beim Vergleich der Gini-Koeffizienten stellt man fest, dass die Einflüsse der verschiedenen Skalierungen für die meisten Subpopulationen zu vernachlässigen sind. Nur für Alleinerziehende, Arbeitslose und Personen mit Migrationshintergrund scheint die Gewichtung überhaupt einen Einfluss auf den Gini-Koeffizienten zu haben.

Für Migranten ist der Gini-Koeffizient besonders hoch, wenn die BSHG-Skala benutzt wird. Dieses liegt daran, dass Migranten häufiger in größeren Haushalten mit mehr Kindern leben.

Der Gini-Koeffizient der Arbeitslosen ist besonders hoch, wenn die Wurzelskala benutzt wird. Dieses kann man damit erklären, dass Arbeitslose häufiger in kleineren Haushalten leben und tendenziell weniger Kinder haben als andere Bevölkerungsgruppen.

Auch für Alleinerziehende variieren die Gini-Koeffizienten sehr. Dies liegt vor allem an der doch stark unterschiedlichen Gewichtung der Kinder in den verschiedenen Skalen. Vor allem die „neue“ OECD-Skala weist Kindern ein sehr geringes Gewicht zu.

An der vorangehenden Analyse soll vor allem veranschaulicht werden, dass die (eher willkürliche) Wahl der Äquivalenzskala zu nicht unerheblichen Veränderungen führen kann. Zwar verändern sich die Armutsrisikoquote und der Gini-Koeffizient für die Gesamtbevölkerung kaum, jedoch kann diese Uniformität über doch gravierende Unterschiede, vor allem bei Risikogruppen, hinwegtäuschen. Zwar beruhen die Gewichte der einzelnen Skalen auf bestimmten Annahmen über Haushalts- und Verbrauchsstrukturen, jedoch ist die Richtigkeit dieser Annahmen nicht einwandfrei zu beweisen und bleibt somit, wenigstens teilweise, spekulativ.

A.3.8 Effekte unterschiedlicher Äquivalenzskalen auf das Nettoäquivalenzeinkommen und seine Verteilung

→ Arithmetisches Mittel

Insgesamt

1 E (Alleinlebende)
 1 E & 1 K (<14 J)
 1 E & 1 K (>=14 J)
 Alleinerziehende HH
 2 E
 2 E & 1 K (<14 J)
 2 E & 1 K (>=14 J)
 Paar-HH mit Kindern
 Arbeitslose
 Erwerbstätige
 Rentner und Pensionäre
 Personen mit Migrationshintergrund

	Neue OECD-Skala	Alte OECD-Skala	Wurzel-Skala	BSHG-Skala	Spannweite *)
Insgesamt	22.851	19.823	▲ 24.668	▽ 18.768	5.900
1 E (Alleinlebende)	▽ 19.791	▽ 19.791	▽ 19.791	▽ 19.791	
1 E & 1 K (<14 J)	▲ 15.878	13.761	▽ 14.596	▽ 13.232	2.646
1 E & 1 K (>=14 J)	17.922	15.802	▲ 19.031	▽ 14.920	4.111
Alleinerziehende HH	16.458	13.921	▲ 17.134	▽ 13.094	4.040
2 E	26.602	23.471	▲ 28.216	▽ 22.167	6.049
2 E & 1 K (<14 J)	23.655	19.349	▲ 24.603	▽ 18.035	6.568
2 E & 1 K (>=14 J)	26.101	21.740	▲ 30.175	▽ 20.064	10.111
Paar-HH mit Kindern	22.897	18.337	▲ 25.886	▽ 16.899	8.987
Arbeitslose	12.936	11.379	▲ 13.864	▽ 10.841	3.023
Erwerbstätige	26.259	22.946	▲ 28.314	▽ 21.756	6.559
Rentner und Pensionäre	20.958	19.198	▲ 21.962	▽ 18.476	3.486
Personen mit Migrationshintergrund	19.795	16.723	▲ 21.756	▽ 15.698	6.058

▽ = Minimum der jeweiligen Zeile

▲ = Maximum der jeweiligen Zeile

* Spannweite zwischen den vier Skalen

→ Median

Insgesamt

1 E (Alleinlebende)
 1 E & 1 K (<14 J)
 1 E & 1 K (>=14 J)
 Alleinerziehende HH
 2 E
 2 E & 1 K (<14 J)
 2 E & 1 K (>=14 J)
 Paar-HH mit Kindern
 Arbeitslose
 Erwerbstätige
 Rentner und Pensionäre
 Personen mit Migrationshintergrund

	Neue OECD-Skala	Alte OECD-Skala	Wurzel-Skala	BSHG-Skala	Spannweite
Insgesamt	19.697	16.941	▲ 21.328	▽ 15.999	5.328
1 E (Alleinlebende)	▽ 17.141	▽ 17.141	▽ 17.141	▽ 17.141	
1 E & 1 K (<14 J)	▲ 12.819	11.110	▽ 11.784	▽ 10.683	2.137
1 E & 1 K (>=14 J)	15.691	13.845	▲ 16.703	▽ 13.076	3.627
Alleinerziehende HH	14.713	12.433	▲ 15.636	▽ 11.806	3.829
2 E	22.939	20.241	▲ 24.331	▽ 19.116	5.215
2 E & 1 K (<14 J)	21.333	17.455	▲ 22.170	▽ 16.271	5.899
2 E & 1 K (>=14 J)	22.120	18.415	▲ 25.542	▽ 16.998	8.544
Paar-HH mit Kindern	19.957	15.984	▲ 22.499	▽ 14.703	7.796
Arbeitslose	11.125	9.567	▲ 11.574	▽ 9.193	2.380
Erwerbstätige	22.731	19.788	▲ 24.599	▽ 18.822	5.777
Rentner und Pensionäre	18.042	16.527	▲ 18.897	▽ 15.945	2.952
Personen mit Migrationshintergrund	16.599	14.017	▲ 18.467	▽ 13.019	5.448

→ Gini-Koeffizient

Insgesamt

1 E (Alleinlebende)
 1 E & 1 K (<14 J)
 1 E & 1 K (>=14 J)
 Alleinerziehende HH
 2 E
 2 E & 1 K (<14 J)
 2 E & 1 K (>=14 J)
 Paar-HH mit Kindern
 Arbeitslose
 Erwerbstätige
 Rentner und Pensionäre
 Personen mit Migrationshintergrund

	Neue OECD-Skala	Alte OECD-Skala	Wurzel-Skala	BSHG-Skala	Spannweite
Insgesamt	▽ 0,291	0,296	0,295	▲ 0,298	0,007
1 E (Alleinlebende)	▽ 0,316	▽ 0,316	▽ 0,316	▽ 0,316	
1 E & 1 K (<14 J)	▽ 0,331	▽ 0,331	▽ 0,331	▽ 0,331	0,000
1 E & 1 K (>=14 J)	0,265	▽ 0,264	▲ 0,265	▽ 0,264	0,000
Alleinerziehende HH	▽ 0,272	0,277	▲ 0,285	▽ 0,277	0,013
2 E	▽ 0,285	0,285	0,285	▲ 0,285	0,000
2 E & 1 K (<14 J)	0,245	0,245	▽ 0,245	▲ 0,245	0,000
2 E & 1 K (>=14 J)	0,281	▽ 0,281	▲ 0,282	▽ 0,281	0,000
Paar-HH mit Kindern	▽ 0,263	0,268	0,266	▲ 0,269	0,006
Arbeitslose	0,289	0,282	▲ 0,304	▽ 0,280	0,024
Erwerbstätige	▽ 0,276	0,282	0,277	▲ 0,284	0,009
Rentner und Pensionäre	0,264	▽ 0,261	▲ 0,267	0,262	0,006
Personen mit Migrationshintergrund	▽ 0,289	0,299	0,290	▲ 0,301	0,012

→ Armutsrisikoquote

Insgesamt

1 E (Alleinlebende)
 1 E & 1 K (<14 J)
 1 E & 1 K (>=14 J)
 Alleinerziehende HH
 2 E
 2 E & 1 K (<14 J)
 2 E & 1 K (>=14 J)
 Paar-HH mit Kindern
 Arbeitslose
 Erwerbstätige
 Rentner und Pensionäre
 Personen mit Migrationshintergrund

	Neue OECD-Skala	Alte OECD-Skala	Wurzel-Skala	BSHG-Skala	Spannweite
Insgesamt	▽ 14,4	14,6	▲ 15,2	14,8	0,860
1 E (Alleinlebende)	25,2	18,4	▲ 29,6	▽ 16,0	13,650
1 E & 1 K (<14 J)	45,2	44,7	▲ 58,0	▽ 40,1	17,956
1 E & 1 K (>=14 J)	25,6	▽ 23,7	▲ 26,5	▽ 23,7	2,790
Alleinerziehende HH	▽ 33,2	36,1	▲ 39,1	36,0	5,900
2 E	7,7	▽ 7,1	▲ 8,2	▽ 7,1	1,169
2 E & 1 K (<14 J)	7,3	9,3	9,1	▲ 9,7	2,376
2 E & 1 K (>=14 J)	6,9	7,4	▽ 5,9	▲ 7,9	2,047
Paar-HH mit Kindern	10,1	13,8	▽ 9,1	▲ 15,3	6,210
Arbeitslose	▽ 55,8	54,7	▲ 56,0	▽ 54,6	1,392
Erwerbstätige	▽ 6,8	6,9	▲ 7,6	7,1	0,778
Rentner und Pensionäre	13,8	10,8	▲ 16,5	▽ 9,9	6,626
Personen mit Migrationshintergrund	20,6	23,8	▽ 19,8	▲ 24,8	4,940

Datenquelle: SOEP v29 // Eigene Berechnungen

3.3.3 Sensitivität 3: Variation der Armut(srisiko)schwelle

Abbildung 3.9 zeigt im oberen Teil, wie sich die Armutsrisikoquote für das Jahr 2012 darstellt, je nachdem, wo die Armutsschwelle liegt. Neben der markierten üblichen Position von 60 Prozent des Median des Nettoäquivalenzeinkommens finden sich in Schritten von einem Prozentpunkt alle Varianten zwischen 40 und 70 Prozent.

Der Kurvenverlauf entspricht der Erwartung: Je höher die Armutsschwelle liegt, umso größer ist der Personenkreis, der gemäß dieser Schwelle als arm bzw. armutsgefährdet gilt. Sehr viel interessanter wird es jedoch, wenn man die Sensitivitätsanalyse auf die Veränderungsrate gegenüber dem Vorjahr ausdehnt (Abbildung 3.9 unten). Je nach Lage der Armutsschwelle kommt es hier nämlich zu sehr unterschiedlichen Veränderungsraten. Läge die Armutsschwelle etwa bei exakt 50 oder 61 Prozent des Einkommensmedian würde dies den Eindruck erwecken, dass (fast) keine Veränderung stattgefunden hätte. Läge diese Schwelle dagegen in der Mitte bei etwa 55 Prozent, wäre

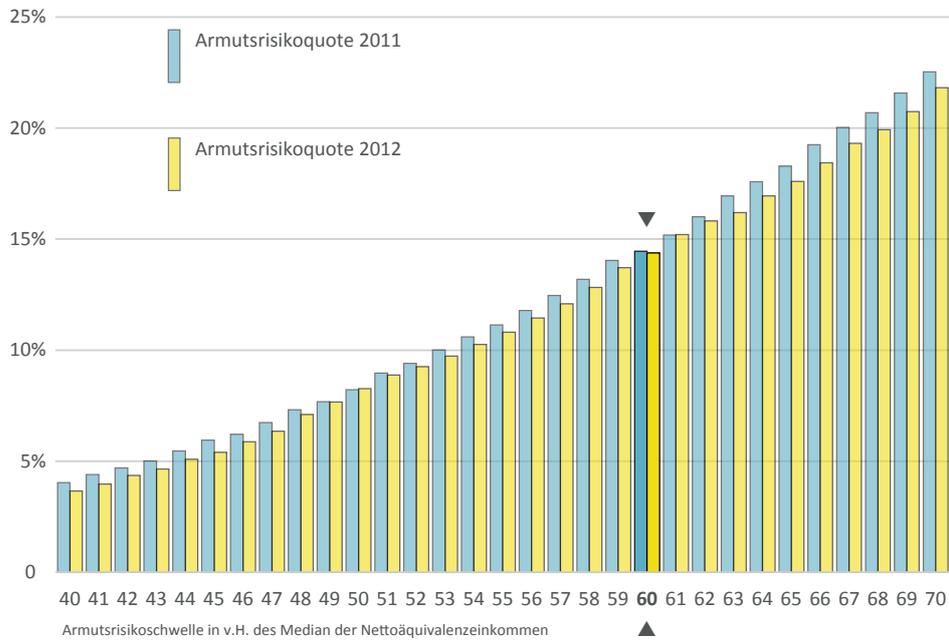
ein Rückgang der Einkommensarmut um immerhin 0,3 – 0,4 Prozentpunkte zu verzeichnen, bei einer Armutsschwelle von 63 Prozent wäre sogar ein Rückgang von 0,7 – 0,8 Prozentpunkten festzustellen.

Bereits die geringfügige Verschiebung der Armutsgrenzen um wenige Prozentpunkte nach rechts oder links von der üblichen 60%-Schwelle führt demnach zu einer gänzlich anderen Einschätzung des Trends. Vor diesem Hintergrund hilft eine Sensitivitätsanalyse zum besseren Verständnis der Zusammenhänge und verborgenen Abhängigkeiten.

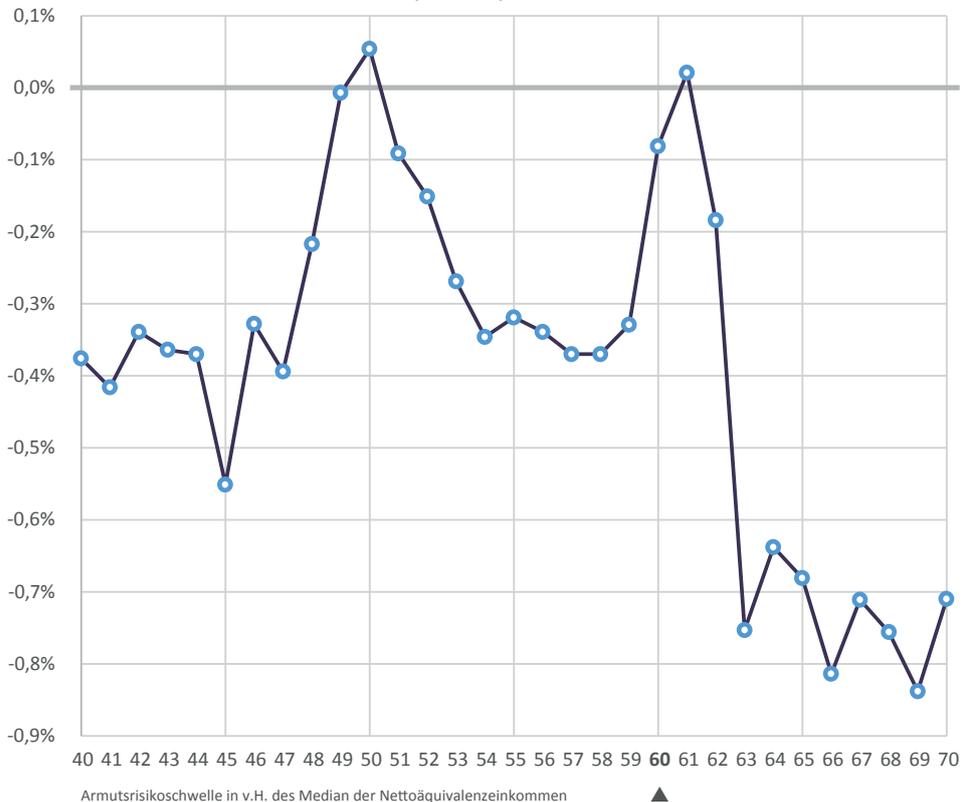
Es ist zu betonen, dass es sich bei diesen Effekten nicht um statistische Unschärfen handelt, auf die mit höheren Fallzahlen oder sorgfältigeren Erhebungstechniken reagiert werden könnte. Es liegt vielmehr in den Konstruktion der Armutsrisikoquote selbst begründet, dass geringe Variation der technischen Vorgaben zu derart unterschiedlichen Resultaten führt.

A 3.9 Effekte einer Verschiebung der Armutsschwelle auf das Armutsrisiko

Armutsrisikoquote der Jahre 2011 und 2012 bei unterschiedlichen Mediananteilen (40%-70%)



Absolute Veränderung der Armutsrisikoquote zwischen den Jahren 2011 und 2012 bei unterschiedlichen Mediananteilen (40%-70%)



Quelle: SOEP v29; eigene Berechnungen

3.4 Die Einkommensverteilung in Deutschland

Dieser Abschnitt beschreibt die Entwicklung der Einkommen in Deutschland in den Jahren 2001 bis 2011. Die zuvor erläuterten Einkommensdefinitionen und Indikatorenkonzepte bilden die Grundlagen der folgenden Analysen. In einem ersten Schritt stellen wir die globale Verteilung der Einkommen und deren Entwicklung dar. Im daran anschließenden Abschnitt 3.5 schauen wir, wie sich die Einkommenssituation in einer Reihe von gesellschaftlichen Teilgruppen darstellt. Die Teilgruppen wurden im Hinblick auf relevante gesellschaftliche Fragestellungen abgegrenzt. Der Frage nach den Ursachen der Dynamiken im Bereich der Einkommensverteilung widmet sich Abschnitt 4.

Zum Ende des betrachteten Zeitraums - also im Jahr 2011 - lag das durchschnittliche Nettoäquivalenzeinkommen in Deutschland bei 22.844 Euro. Damit haben sich die Durchschnittseinkommen in den vergangenen zehn Jahren real um knapp 800 Euro erhöht. Der Median zeigte diesen Anstieg nicht. Sein Wert von 19.697 Euro im Jahr 2011 entsprach bis auf wenige Euro dem preisbereinigten Median des Jahres 2001.

In den Jahren zwischen 2001 und 2011 zeigten die Einkommen zwar keine spektakulären, aber dennoch erkennbare Auf- und Ab-Bewegungen. Dabei erreichte der Median nach mehreren Jahren rückläufiger Einkommen in 2006, dem Folgejahr der sogenannten Hartz-Reformen, sein vorläufiges Minimum von 19.200 Euro. Daran schloss sich eine Phase steigender Einkommen an, in denen sich der Median zu seinem bisherigen Maximum von 20.357 Euro in 2009 erhöhte. Im Zeitraum zwischen 2006 bis 2009 nahmen die Nettoäquivalenzeinkommen um mehr als 1.000 Euro zu. Die Jahre 2010 und 2011 waren dann von rückläufigen Einkommen geprägt. 2011 wurde, wie zuvor beschrieben, wieder das Ausgangsniveau von 2001 erreicht.

Im betrachteten Zeitraum stieg der Gini-Koeffizient – also das Maß für die Ungleichverteilung – bis zum Jahr 2005 kontinuierlich an, um danach auf dem erreichten Niveau zu verharren. Auch der Quotient zwischen hohen und niedrigen Einkommen (Perzentilverhältnisse P90/P10) nahm in den Jahren vor 2005 deutlich zu und verharrte danach bei etwa 3,5. Auch der Abstand der hohen von den

mittleren Einkommen (P90/P50) nahm beinahe Jahr für Jahr ein wenig zu (Ausnahme hier: 2009).

Tabelle 3.1 gibt einen ergänzenden Überblick zu den Dezilen des Nettoäquivalenzeinkommens und den Anteilen der einzelnen Dezile am Gesamt Nettoäquivalenzeinkommen. Es wird deutlich, dass die unteren Einkommensklassen bis hin zum Median gegenüber 2001 Einkommenseinbußen zu verzeichnen hatte. Die besser gestellte Hälfte der Bevölkerung konnte dagegen ihr Äquivalenzeinkommen steigern, mit zunehmendem Einkommen immer deutlicher. Die Einkommen in der obersten Dezilkategorie wiesen im gesamten Betrachtungs-

T 3.1 Summe der Nettoäquivalenzeinkommen in den Dezilklassen

Dezile des Nettoäquivalenzeinkommens

	2001	2011	Differenz 2011 - 2001
D ₁	11.016 €	10.611 €	-406
D ₂	13.919 €	13.472 €	-447
D ₃	15.923 €	15.525 €	-398
D ₄	17.660 €	17.607 €	-54
D ₅	19.683 €	19.697 €	13
D ₆	21.854 €	22.153 €	299
D ₇	24.496 €	25.309 €	813
D ₈	28.089 €	29.583 €	1.494
D ₉	34.608 €	36.903 €	2.295

Summe der Nettoäquivalenzeinkommen in den Dezilklassen (DK)

	2001	2011	Differenz 2011 - 2001
DK ₁	3,8%	3,6%	-0,2%
DK ₂	5,7%	5,3%	-0,4%
DK ₃	6,8%	6,4%	-0,4%
DK ₄	7,6%	7,3%	-0,4%
DK ₅	8,5%	8,2%	-0,3%
DK ₆	9,4%	9,1%	-0,3%
DK ₇	10,5%	10,4%	-0,1%
DK ₈	11,9%	12,0%	0,1%
DK ₉	14,0%	14,4%	0,3%
DK ₁₀	21,8%	23,5%	1,7%

Quelle: SOEP v29 // Eigene Berechnungen

Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Deutschland

Alle Personen

Datenquelle: SOEP v29

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung
			2001	2006	2011	2001-2011	
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			100,0%	100,0%	100,0%		
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert CI 95%	22.051 € ±321	22.200 € ±295	22.844 € ±302	+793 €	
	Median	Wert CI 95%	19.683 € ±206	19.201 € ±223	19.697 € ±334	+13 €	
	Gini- Koeffizient	Wert CI 95%	0,261 ±0,007	0,286 ±0,008	0,288 ±0,010	+0,027	
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert CI 95%	12,4% ±0,6%	13,7% ±0,7%	14,2% ±0,9%	+1,8%p
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert CI 95%	5,8% ±0,4%	8,2% ±0,4%	8,0% ±0,3%	+2,1%p
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert CI 95%	6,2% ±0,6%	8,0% ±0,6%	8,1% ±0,6%	+1,9%p
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert CI 95%	4,6% ±0,3%	5,0% ±0,3%	4,9% ±0,4%	+0,4%p
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert CI 95%	3,14 ±0,06	3,56 ±0,07	3,48 ±0,06	+0,34	
	P90 / P50	Wert CI 95%	1,76 ±0,01	1,87 ±0,01	1,87 ±0,01	+0,12	
	P50 / P10	Wert CI 95%	1,79 ±0,01	1,90 ±0,01	1,86 ±0,01	+0,07	

1 Äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen (inklusive kalkulatorische Miete), preisbereinigt mit Basisjahr 2011

2 Armutsrisikoquote berechnet auf Basis von 60 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3 Reichtumsquote berechnet auf Basis von 200 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

zeitraum einen Zuwachs von realen sieben Prozent auf, die unterste Dezilklassse musste dagegen Einkommensverluste in Höhe von vier Prozentpunkten bewältigen.

Wären die Nettoeinkommen in Deutschland gleichmäßig verteilt, so würden auf jede Dezilklassse zehn Prozent des Nettoäquivalenzeinkommens entfallen. Die untere Hälfte der Tabelle 3.10 zeigt, wie deutlich die Einkommensverteilung in Deutschland in den Jahren 2001 und 2011 von der gleichmäßigen Verteilung abweicht. Während die unteren sechs Dezilklassen zum Teil erheblich weniger als zehn Prozent des gesamten Nettoäquivalenzeinkommens verdienen, entfallen auf die siebte bis zehnte Dezilklassse jeweils mehr als 10 Prozent des Einkommens. Insbesondere die oberste Dezilklassse wies zuletzt mit 23,5 Prozent

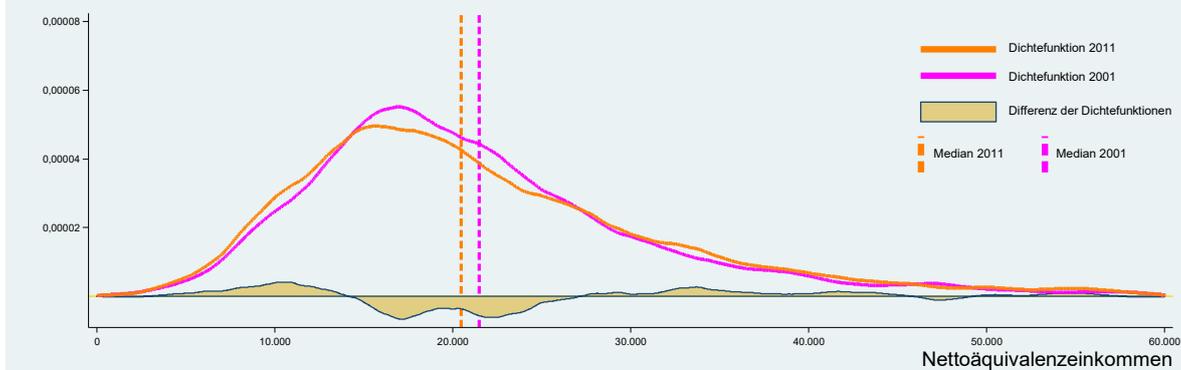
einen sehr hohen Anteil am Gesamteinkommen auf. 2001 lag dieser Anteil noch bei 21,8 Prozent.

Die Ungleichheit wird auch bei einem Vergleich zwischen der einkommensärmeren Hälfte der Bevölkerung mit der einkommensreicheren deutlich. Auf die unteren fünf Dezilklassen entfallen circa 30 Prozent des gesamten Nettoäquivalenzeinkommens, wohingegen die einkommensstärkere Bevölkerungsteil knapp 70 Prozent erzielt. Auch hier ist ein Trend zugunsten der reicheren Bevölkerungshälfte festzustellen.

Der Trend der Armutsrisikoquote wies in den ersten Jahren des Untersuchungszeitraums deutlich nach oben, pendelte sich zum Ende des Jahrzehnts wieder auf dem Wert des Jahres 2005 ein. 2011 lag sie bei etwa 14 Prozent. Die Quote persistenter Ar-

A 3.10

Verteilung der jährlichen Nettoäquivalenzeinkommen 2011/2001



mut stieg bis 2004 auf 8 Prozent an und verharrt seither auf diesem Niveau.

Die Quote der Einkommensreichen nahm bis 2005 jährlich zu, stabilisierte sich in den Folgejahren auf einem Niveau von etwa acht Prozent. Lediglich 2009 war ein Rückgang um einen Prozentpunkt zu verzeichnen. Die dauerhaft Einkommensreichen verfügten seit 2005 über einen festen Bevölkerungsanteil von fünf Prozent. Davor lag ihr Anteil etwa einen Prozentpunkt niedriger.

Zusammenfassung: Es zeigt sich, dass die Mediane der Nettoäquivalenzeinkommen in den Jahren 2001 bis 2011 eine bemerkenswerte Konstanz aufweisen. Die bei einer reinen Zentralwertbetrachtung ausgesprochen stabile Einkommensentwicklung geht dabei mit eindeutigen Konzentrationstendenzen einher, die ihren Hauptanstieg in den Jahren vor 2006 haben. Seither bleiben die wesentlichen Koeffizienten auf dem erreichten Niveau. Einen Grenzfall bildet die Armutsrisikoquo-

te. Ihr könnte man auch nach 2006 eine weitere Aufwärtsentwicklung attestieren. Die Bedeutung dieser Entwicklung wird allerdings durch die kontinuierlich fallende Quote der dauerhaft Einkommensarmen abgemildert. Das Armutsrisiko nahm zu, es hat jedoch inzwischen etwas mehr den Charakter einer vorübergehenden Phase (transitorische Armut) angenommen.

Die Äquivalenzeinkommen können zwischen unterschiedlichen gesellschaftlichen Teilgruppen erheblich differieren. Wir stellen daher auf den folgenden Seiten die Einkommenslage zahlreicher Subpopulationen an Hand der bereits verwendeten Indikatoren dar. Es muss dabei immer bedacht werden, dass es sich bei den Einkommensgrößen um äquivalenzgewichtete Werte handelt. Die bedeutet beispielsweise, dass die Einkommensunterschiede zwischen Männern und Frauen keineswegs die Höhe der individuellen Einkommen widerspiegeln, sondern das gewichtete Einkommen des Haushalts, in dem die Einzelnen leben und wirtschaften.

3.5 Die Einkommensverteilung in gesellschaftlichen Teilgruppen

Wir betrachten im Folgenden die Entwicklung der Einkommensverteilung in Deutschland für einzelne gesellschaftliche Teilgruppen. Datengrundlage ist hier das Sozio-Oekonomische Panel (SOEP). Die Berechnungen basieren auf den preisbereinigten Nettoäquivalenzeinkommen mit dem Basisjahr 2011. Bei der Auswahl der verwendeten Kennziffern haben wir uns aus Platzgründen auf wenige aussagekräftige Merkmale beschränken müssen, eine sehr viel umfangreichere Darstellung findet sich in den Tabellenbänden. Diese liefern auch die entsprechenden Kenngrößen auf Basis der D-SILC.

Die Verwendung des Nettoäquivalenzeinkommens bringt es mit sich, dass allen Mitgliedern eines Haushalts dasselbe gewichtete Einkommen zugesprochen wird. Bei der Interpretation ist dies zu berücksichtigen. Wenn beispielsweise die Verteilung der Äquivalenzeinkommen von Kindern und Jugendlichen dargestellt wird, handelt es sich eben nicht um das individuelle Einkommen der Minderjährigen, sondern um das personengewichtete Einkommen des Haushalts in dem sie leben.

Wir betrachten im Weiteren Teilpopulationen, die sich nach folgenden Merkmalen gliedern:

- **Ost- und Westdeutschland**
- **Männer und Frauen**
- **Altersklassen**, wobei zwischen Personen unter 18 Jahren, Personen zwischen 18 und 34 Jahren (jüngeres Erwerbsalter), Personen zwischen 35 und 64 Jahren (älteres Erwerbsalter) und Personen über 65 Jahren unterschieden wird.

- Typische **Haushaltskonstellationen** wie Alleinlebende und Alleinerziehende sowie Paare mit und ohne Kinder
- **Bildungsniveau**: Die Darstellung des Bildungsniveaus erfolgt anhand des ISCED-Schlüssels²⁹. Diese Klassifikation umfasst sieben aufeinander folgende Stufen beruflicher und akademischer Bildung bis hin zur Promotion. Diese sieben Stufen wurden von uns in den Klassen „geringe“, „mittlere“ und „hohe Bildung“ zusammengefasst. Wir konzentrieren uns auf Personen mit hoher (ISCED 5-6) und geringer Bildung (ISCED 0-2)
- **Erwerbstätige und Arbeitslose**
- **Deutsche mit Migrationshintergrund und Ausländer mit Migrationshintergrund**
- **Personen mit und ohne Wohneigentum**
- **Körperliche Behinderung**: Als körperbehindert betrachten wir alle, die einen Grad der Behinderung von 30 und mehr aufweisen.
- **Schlechter Gesundheitszustand**: Die Frage nach der subjektiven Einschätzung der eigenen Gesundheit konnten die Befragten auf Basis einer fünfstelligen Skala beantworten. Als (eher) schlecht gilt die Gesundheit von allen, die einen der unteren beiden Skalenwerte gewählt hatten.

Teilweise ergänzen sich diese Subgruppen zur Gesamtpopulation, wie im Falle Ost-/Westdeutschland, teilweise gliedern sie eine relevante Gruppe weiter auf, wie etwa die Personen mit Migrationshintergrund in solchen mit und ohne deutsche Staatsangehörigkeit.

29 ISCED steht für „International Standard Classification of Education“. Wir verwenden die Revision aus dem Jahre 1997.

3.5.1 Ostdeutschland und Westdeutschland

Die Nettoäquivalenzeinkommen nahmen in Westdeutschland zwischen 2001 und 2011 durchschnittlich um real 959 Euro auf 23.789 Euro zu. Der Median dagegen wies nur einen moderaten Anstieg von etwa 100 Euro auf. Dieser wachsende Abstand zwischen arithmetischem Mittel und Median ist häufig auch Indiz für eine zunehmende Ungleichverteilung der Einkommen. Dies wird zum einen am Gini-Koeffizienten deutlich, der von 0,264 auf 0,291 anstieg, zum anderen an den Perzentilverhältnissen, die sich insbesondere bei P90/P10 und P90/P50 erkennbar erhöhten. Letzteres ist so zu verstehen, dass sich die Einkommen der oberen Klasse von der mittleren und der unteren Einkommensklasse entfernt haben. Der Anstieg der westdeutschen Nettoeinkommen im betrachteten Jahrzehnt vollzog sich im Wesentlichen in den Jahren 2008 bis 2010. In einzelnen Jahren zuvor waren sogar sinkende Einkommen festzustellen. Der Gini-Koeffizient machte 2006 einen Sprung auf das aktuelle Niveau und verharrt seitdem dort.

Im betrachteten Zeitraum nahm die Quote der armutsgefährdeten Personen in Westdeutschland von 11,4 auf 12,6 Prozent zu. Das Armutsrisiko in Westdeutschland stieg 2001 bis 2009 fast kontinuierlich an, erst in den Jahren 2010 und 2011 war ein Rückgang auf die genannten 12,6 Prozent zu verzeichnen. Der Anteil der persistent Armen, d.h. derjenigen, die im jeweiligen Jahre und in mindestens zwei der drei Vorjahre armutsgefährdet waren, war dagegen zuletzt rückläufig lag aber 2011 mit 6,7 Prozent noch fast zwei Prozentpunkte über dem Wert von 2001.

Der Anteil der Einkommensreichen in Westdeutschland erhöhte sich in den Jahren 2001 bis 2011 um 2,2 Prozentpunkte auf 9,3 Prozent. Auch die Quote der dauerhaften Einkommensreichen erhöhte sich in diesem Zeitraum. Der Wert lag zuletzt bei knapp sechs Prozent. Zehn Jahre zuvor waren es noch 4,1 Prozent. Die Reichtumsquote hingegen zeigte in den Jahren bis 2005 eine steile Aufwärtsentwicklung und verharrt seither – abgesehen von einem leichten Einbruch in 2009 auf dem erreichten Niveau. Ähnlich sieht es beim dauerhaften Einkommensreichtum aus. Der Anteil der Personen mit einem Einkommen oberhalb der Reichtumsschwelle stieg in den Jahren 2001 bis

2004 um fast die Hälfte und liegt seitdem bei etwa sechs Prozent.

Deutlich anders die Entwicklung in Ostdeutschland: Die Einkommen verharrten hier in den Jahren 2001 bis 2011 bei knapp über 19.000 (a.M.) bzw. bei 17.600 Euro (Median). Die positive Entwicklung der mittleren Einkommen in Gesamtdeutschland ist fast ausschließlich ein westdeutsches Phänomen. Hier steigen die Einkommen im Mittel überproportional an, während sie in Ostdeutschland nahezu unverändert bleiben oder teilweise sogar etwas zurückgingen innerhalb des Betrachtungszeitraums.

Der Gini-Koeffizient erhöhte sich in diesen zehn Jahren von 0,235 auf 0,258 und lag damit deutlich unter dem westdeutschen Vergleichswert. Auch die Perzentilverhältnisse zeigen eine ausgeglichene Einkommensverteilung als im Westen, jedoch mit einer deutlichen Tendenz in Richtung Ungleichheit. Die Armutsrisikoquote in Ostdeutschland nahm zwischen 2001 und 2011 deutlich um vier Prozentpunkte zu und überschritt die Marke von 20 Prozent. Dieser Wert sollte allerdings nicht zu dramatisch gesehen werden, da der Referenzmedian für die Armutsrisikoquote auf der gesamtdeutschen Einkommensverteilung basiert und somit das niedrige Einkommens- und Preisniveau in Ostdeutschland nicht berücksichtigt. Die ostdeutsche Armutsrisikoquote beträgt bei einem auf Ostdeutschland bezogenem Median 14,5%. Nicht nur sind die Armutsquoten in Ostdeutschland viel höher als in Westdeutschland, innerhalb der letzten zehn Jahre haben sich die beiden Landesteile zusehends auseinanderbewegt. So ist die Armutsquote in den neuen Bundesländern relativ gesehen mehr als doppelt so stark angestiegen wie in den alten Bundesländern.

Die Quote der Einkommensreichen beträgt mit 3,2 Prozent nur den dritten Teil des westlichen Wertes, jedoch blieb das Verhältnis zwischen den beiden Landesteilen in etwa konstant. Dauerhaft Reiche sind im Osten nur mit 1,6 Prozent an der Bevölkerung vertreten. Die Tendenz war hier zuletzt leicht rückläufig. Aufgrund der starken Entwicklung des persistenten Reichtums in Westdeutschland hat sich diese Quote jedoch relativ gesehen schlechter entwickelt. Beide Quoten wiesen in der Vergangenheit erhebliche Schwankungen auf.

Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Deutschland

Westdeutschland

Datenquelle: SOEP v29

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung	
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011		
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			79,3%	79,3%	79,7%			
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	22.830 €	23.227 €	23.789 €	+959 €		
		CI 95%	±0	±349	±436			
	Median	Wert	20.288 €	19.943 €	20.384 €	+96 €		
		CI 95%	±0	±324	±286			
Gini- Koeffizient	Wert	0,264	0,290	0,291	+0,027			
	CI 95%	±0,000	±0,006	±0,011				
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	11,4%	12,3%	12,6%	+1,2%p	
			CI 95%	±0,0%	±1,0%	±1,1%		
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert	4,9%	7,4%	6,7%	+1,8%p	
			CI 95%	±0,0%	±0,5%	±0,3%		
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	7,2%	9,3%	9,3%	+2,2%p	
			CI 95%	±0,0%	±0,7%	±0,7%		
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert	5,3%	5,8%	5,8%	+0,5%p	
			CI 95%	±0,0%	±0,4%	±0,5%		
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	3,18	3,61	3,49	+0,31		
		CI 95%	±0,00	±0,06	±0,06			
	P90 / P50	Wert	1,78	1,89	1,89	+0,11		
		CI 95%	±0,00	±0,01	±0,01			
	P50 / P10	Wert	1,79	1,91	1,85	+0,06		
		CI 95%	±0,00	±0,01	±0,01			

Ostdeutschland

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung	
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011		
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			20,7%	20,7%	20,3%			
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	19.061 €	18.272 €	19.133 €	+72 €		
		CI 95%	±0	±454	±468			
	Median	Wert	17.603 €	16.952 €	17.607 €	+4 €		
		CI 95%	±0	±437	±431			
Gini- Koeffizient	Wert	0,235	0,245	0,258	+0,023			
	CI 95%	±0,000	±0,011	±0,011				
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	16,6%	19,0%	20,6%	+4,0%p	
			CI 95%	±0,0%	±1,8%	±2,4%		
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert	9,3%	11,4%	13,1%	+3,8%p	
			CI 95%	±0,0%	±0,9%	±0,7%		
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	2,5%	2,7%	3,2%	+0,7%p	
			CI 95%	±0,0%	±0,6%	±0,6%		
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert	1,8%	1,9%	1,6%	-0,3%p	
			CI 95%	±0,0%	±0,3%	±0,5%		
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	2,80	3,07	3,33	+0,53		
		CI 95%	±0,00	±0,11	±0,17			
	P90 / P50	Wert	1,62	1,65	1,75	+0,13		
		CI 95%	±0,00	±0,03	±0,03			
	P50 / P10	Wert	1,73	1,86	1,91	+0,18		
		CI 95%	±0,00	±0,03	±0,03			

1 Äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen (inklusive kalkulatorische Miete), preisbereinigt mit Basisjahr 2011

2 Armutsrisikoquote berechnet auf Basis von 60 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3 Reichtumsquote berechnet auf Basis von 200 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3.5.2 Männer und Frauen

Das Nettoäquivalenzeinkommen der Männer betrug 2011 im Durchschnitt 23.508 Euro, das der Frauen 22.201 Euro. Der relativ geringe Unterschied lässt sich dadurch erklären, dass hier das äquivalenzgewichtete Einkommen betrachtet wird und nicht das individuelle Markteinkommen. Das Frauen trotz Äquivalenzgewichtung geringere Einkommen als Männer haben, lässt sich dadurch erklären, dass durch die Äquivalenzgewichtung der Einkommen Unterschiede nur aus Alleinlebenden, Alleinerziehenden sowie Personen in gleichgeschlechtlichen Partnerschaften zustande kommen können.

Von 2001 an stieg das Einkommen bei den Frauen um 745 Euro, bei den Männern um 834 Euro. Damit haben Frauen und Männer etwa gleich hohe reale Einkommenszuwächse erfahren, die wenigen Unterschiede sind nur auf Alleinlebende und Alleinerziehende zurückzuführen.

Das Medianeinkommen stieg bei Männern und Frauen an, bei den Frauen war die Veränderung allerdings größer. Der Median bei den Männern lag 2011 bei 20.187 Euro, bei den Frauen bei 19.271 Euro. Es lässt sich beobachten, dass die Mediane für beide Geschlechter zwischen 2001 und 2006 abnahmen und zwischen 2006 und 2011 wieder stiegen. Dies ist besonders bemerkenswert, weil die arithmetischen Mittel der Nettoeinkommen stetig anstiegen und keinen Einbruch zur Mitte des Jahrzehntes erfuhren.

Der Gini-Koeffizient stieg bei Frauen und Männer seit 2001 an. Bei der männlichen Bevölkerung ist dieser Anstieg jedoch stärker und zieht sich konstant bis 2011, während der Gini-Koeffizient der Frauen zwischen 2006 und 2011 wieder leicht abnahm, so dass sich Konzentrationen der beiden Geschlechter auseinanderbewegt haben. Ihren Ursprung scheint diese Entwicklung vor allem in der Ungleichheit in der oberen Hälfte der Verteilung zu haben. Es ist bemerkenswert, dass seit 2006 der Gini-Koeffizient der Männer höher ist als der Gini-Koeffizient der Frauen.

Auch alle Perzentilverhältnisse stiegen im Betrachtungszeitraum an, obwohl auch hier der Anstieg für Männer höher ist als für Frauen. Für Frauen lässt sich bei allen Perzentilverhältnissen ein leichter Rückgang zwischen 2006 und 2011 beobachten; eine Entwicklung die sich für Männer nur bei dem P50/P10 Perzentilverhältniss feststellen lässt. Für beide Betrachtungsgruppen ist der Anstieg des P90/P10 Verhältnisses besonders ausgeprägt. Dieses lässt darauf schließen, dass besonders die oberen Einkommensschichten eine weitere Zunahme ihrer Einnahmen genossen haben.

Die Armutsrisikoquote lag bei Frauen zwischen 2001 und 2011 konstant über der Armutsrisikoquote der Männer, obwohl eine Annäherung zu beobachten ist. Jedoch ist dieses nicht unbedingt als eine gute Entwicklung zu sehen, da beide Armutsrisikoquoten im Betrachtungszeitraum anstiegen, allerdings die der Männer mehr. Ähnlich wie bei dem Gini-Koeffizienten, änderte sich auch die Armutsrisikoquote der Frauen zwischen 2006 und 2011 nicht, während die der Männer weiter zunahm.

Die Quote der persistenten Armut nahm für beide Geschlechter zwischen 2001 und 2011 zu. 2001 lag der Anteil der Frauen (6,6%) noch 1,6 Prozentpunkte höher als derjenige der Männern (5,0%). Zuletzt (2011) hatten sich die Geschlechter bis einen halben Prozentpunkt angenähert.

Die Reichtumsquote nahm zwischen 2001 und 2011 für die männliche Bevölkerung um 2,1%, für die weibliche um 1,6% zu, jedoch hat sich die Relation der Reichtumsquoten nicht verändert. Auch hier ist anzumerken, dass die Reichtumsquote der Männer konstant anstieg, während die Reichtumsquote der Frauen zwischen 2006 und 2011 wieder leicht sank. Der Anteil der persistent reichen Männer nahm seit 2001 um fast einen Prozentpunkt auf 5,8 Prozent zu. Die Quote der Frauen verharrt dagegen auf dem Ausgangsniveau (4,1%).

Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Deutschland

Männer

Datenquelle: SOEP v29

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011	
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			48,9%	49,0%	49,2%		
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	22.673 €	22.876 €	23.508 €	+834 €	
		CI 95%	±0	±329	±455		
	Median	Wert	20.168 €	19.845 €	20.187 €	+18 €	
		CI 95%	±0	±269	±311		
Gini- Koeffizient		Wert	0,260	0,289	0,294	+0,034	
CI 95%			±0,000	±0,007	±0,010		
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr		Wert	10,9%	12,6%	13,7%	+2,8%p	
CI 95%			±0,0%	±0,9%	±1,0%		
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)		Wert	5,0%	7,4%	7,7%	+2,7%p	
CI 95%			±0,0%	±0,4%	±0,4%		
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr		Wert	6,9%	8,6%	9,0%	+2,1%p	
CI 95%			±0,0%	±0,6%	±0,7%		
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)		Wert	5,0%	5,4%	5,8%	+0,8%p	
CI 95%			±0,0%	±0,4%	±0,6%		
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	3,09	3,53	3,54	+0,45	
		CI 95%	±0,00	±0,09	±0,10		
	P90 / P50	Wert	1,77	1,85	1,89	+0,12	
		CI 95%	±0,00	±0,01	±0,01		
P50 / P10	Wert	1,75	1,91	1,88	+0,13		
	CI 95%	±0,00	±0,01	±0,01			

Frauen

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011	
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			51,1%	51,0%	50,8%		
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	21.456 €	21.549 €	22.201 €	+745 €	
		CI 95%	±0	±288	±424		
	Median	Wert	19.179 €	18.643 €	19.271 €	+92 €	
		CI 95%	±0	±295	±328		
Gini- Koeffizient		Wert	0,262	0,283	0,282	+0,020	
CI 95%			±0,000	±0,006	±0,010		
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr		Wert	13,9%	14,7%	14,7%	+0,8%p	
CI 95%			±0,0%	±0,8%	±1,2%		
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)		Wert	6,6%	9,0%	8,2%	+1,6%p	
CI 95%			±0,0%	±0,5%	±0,5%		
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr		Wert	5,6%	7,3%	7,2%	+1,6%p	
CI 95%			±0,0%	±0,5%	±0,6%		
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)		Wert	4,2%	4,6%	4,1%	-0,1%p	
CI 95%			±0,0%	±0,4%	±0,5%		
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	3,20	3,55	3,41	+0,21	
		CI 95%	±0,00	±0,08	±0,09		
	P90 / P50	Wert	1,76	1,89	1,85	+0,09	
		CI 95%	±0,00	±0,01	±0,02		
P50 / P10	Wert	1,81	1,88	1,84	+0,03		
	CI 95%	±0,00	±0,01	±0,02			

1 Äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen (inklusive kalkulatorische Miete), preisbereinigt mit Basisjahr 2011

2 Armutsrisikoquote berechnet auf Basis von 60 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3 Reichtumsquote berechnet auf Basis von 200 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3.5.3 Kinder und Jugendliche

Die Kinder und Jugendliche, d.h. Personen, die das 18. Lebensjahr noch nicht erreicht haben, verfügen nur in Ausnahmefällen über ein eigenes Einkommen und leben überwiegend noch bei den Eltern. Die Höhe ihres Äquivalenzeinkommens ist daher i.d.R. kein Resultat eigener Erwerbstätigkeit, sondern repräsentiert immer das Wohlstandsniveau des elterlichen Haushalts.

Mit 18.223 Euro lag 2011 der Median der Nettoäquivalenzeinkommen für Kindern und Jugendliche etwa 1.500 Euro unter dem der Gesamtbevölkerung. Dieser Abstand hat sich jedoch in den vergangenen Jahren etwas verringert.

Das vergleichsweise niedrige Nettoäquivalenzeinkommen der unter 18-Jährigen führt zu einer entsprechend hohen Armutsgefährdung in dieser Altersklasse. Sie lag mit 17,3 Prozent mehr als drei Prozentpunkte über dem Vergleichswert der Gesamtbevölkerung. Zudem ist eine Zunahme der Armutsgefährdung festzuhalten. Ähnlich wie bei der Gesamtentwicklung stieg auch bei den Minderjährigen das Armutsrisiko im 10-Jahresvergleich um etwa zwei Prozentpunkte, allerdings von einem bereits höheren Ausgangsniveau. Die Quote persistenter Armut ging erfreulicherweise nach einem längeren Anstieg wieder auf das Ausgangsniveau des Jahres 2001 zurück.

Der Anteil der Kinder und Jugendlichen, die in einkommensreichen Haushalten leben, ging bis 2006 deutlich nach oben und verharrt seitdem auf einem Niveau von etwas über fünf Prozent. Etwa drei Prozent leben in persistent reichen Haushalten. Beide Quoten liegen in der Gesamtbevölkerung etwa 2-3 Prozentpunkte höher. Minderjährige sind folglich sowohl einem höheren Armutsrisiko ausgesetzt als auch seltener unter den Einkommensreichen zu finden.

Während der Gini-Koeffizient nur in der ersten Hälfte des Betrachtungszeitraums einen Sprung nach oben vollzieht, zeigen die Perzentilverhältnisse P90/P10 und P90/P50 eine stetige Auf-

wärtsentwicklung. Der Abstand zwischen den oberen Einkommensklassen und den mittleren bis unteren Einkommen vergrößert sich mithin auch bei den unter 18-Jährigen.

3.5.4 Personen im erwerbsfähigen Alter zwischen 18 und 64 Jahren

Wir teilen die große Gruppe der Personen im erwerbsfähigen Alter in solche, die zwischen 18 und 34 Jahre und solche die zwischen 35 und 64 Jahre alt sind. Das arithmetische Mittel der gewichteten Nettoeinkommen der jüngeren Gruppe lag 2011 bei 20.436 Euro, das der älteren bei 25.330 Euro. Im Zeitverlauf wird ersichtlich, dass die Einkommen der jungen Erwachsenen zwischen 2001 und 2006 stark abnahmen, sich danach aber wieder erholten. 2011 lag das arithmetische Mittel der Äquivalenzeinkommen 15 Euro über dem Wert aus dem Jahr 2001. Für Personen zwischen 35 und 64 Jahren stiegen die Einkommen (im arithmetischen Mittel) zwischen 2001 und 2011 um beträchtliche 1.048 Euro an. Die Medianeinkommen beider Gruppen weisen im Zeitverlauf die gleichen Tendenzen auf; ein Rückgang zwischen 2001 und 2006, gefolgt von einer Zunahme zwischen 2006 und 2011. Die Medianeinkommen der Personen zwischen 35 und 64 Jahre war 2011 sogar um 166 Euro höher als noch 2001, während der Median der jungen Erwachsenen 2011 noch 277 Euro unter dem Wert von 2001 lag.

Die Gini-Koeffizienten beider Bevölkerungsgruppen sind zwischen 2001 und 2011 angestiegen, um 0,022 für Personen zwischen 18 und 34 Jahren und um 0,033 für Personen zwischen 35 und 64 Jahren. Für die ältere Kohorte lässt sich feststellen, dass diese Tendenz konstant zu sein scheint. Für die Jüngeren scheint sich diese Entwicklung jedoch abgeflacht zu haben. Hier fiel der Gini-Koeffizient sogar leicht zwischen 2006 und 2011. Jedoch kann man, wie zuvor für die Kinder und Jugendlichen und Personen im Rentenalter, für beide hier betrachtete Gruppen feststellen, dass die Ungleichheit besonders schnell am Anfang des Jahrtausends angestiegen ist.

Diese Entwicklung lässt sich auch an den Perzentilverhältnissen für beide Altersgruppen erkennen. Auch diese stiegen besonders zwischen 2001 und 2006. Die P90/P10 Verhältnisse beider betrachteten Gruppen nahmen besonders stark zu. Dieses lässt wieder darauf schließen, dass vor allem die Einnahmen der oberen Einkommensschichten zunahm. Eine Anomalie stellt das P50/P10 Verhältnis der 18- bis 34-Jährigen dar: Es blieb zwischen 2001 und 2006 fast auf gleichem Niveau, um dann zwischen 2006 und 2011 vergleichsweise stark anzusteigen. Beachtet man, dass der Median zwischen 2006 und 2011 auch stark zunahm, kann man davon ausgehen, dass vor allem die mittleren Einkommensschichten eine Zunahme ihrer Einnahmen verbuchen konnten.

Genauso wie die Ungleichheitsmaßzahlen nahmen auch die Armutsrisikoquoten der beiden Altersgruppen besonders stark zwischen 2001 und 2006 zu. Für die jungen Erwachsenen sank diese Quote dann allerdings wieder zwischen 2006 und 2011, während sie für die Personen zwischen 35 und 64 Jahre weiter anstieg, sogleich doch weniger stark als zuvor. Insgesamt waren 2011 3,4% der Personen zwischen 18 und 34 Jahren und 1,9% der Personen zwischen 35 und 64 Jahren mehr von Armut bedroht als noch 2001. Die Quote persistenter Armut lag 2011 für junge Erwachsene fast zwei Prozentpunkte höher als noch 2001. Die entsprechende Quote für Personen zwischen 35 und 64 Jahren nahm in den Jahren bis 2011 sogar noch deutlicher zu, allerdings von einem viel niedrigeren Ausgangsniveau.

Die Reichtumsquote in der Altersgruppe 18 bis 34 Jahre bewegte sich im Vergleichszeitraum zwischen vier und fünf Prozent. Der Anteil der dauerhaft Reichen in dieser Gruppe nahm leicht zu. Die 35- bis 64-Jährigen leben dagegen in deutlich besseren finanziellen Verhältnissen. Jeder Neunte ist hier inzwischen einkommensreich. 2001 traf das nur auf jeden Elften in diesem Alter zu. Mehr als die Hälfte (6,6%) sind sogar dauerhaft reich.

3.5.5 Personen im Alter von 65 Jahren und älter

Personen im Alter von 65 Jahren und älter leben überwiegend in Haushalten mit nur geringer Erwerbstätigkeit. Ein großer Anteil der Haushaltseinkommen entstammt Zahlungen gesetzlicher oder privater Renten.

Das Einkommensniveau liegt in dieser Altersklasse bei 18.300 Euro (Median), also 1.400 unter dem Einkommensmedian der Gesamtbevölkerung. Die Einkommensverhältnisse sind hier ausgesprochen stabil. Der Median blieb zehn Jahre lang fast unverändert.

Die Armutsgefährdung älterer Menschen ist bei einer Risikoquote von 12,8 Prozent im Jahr 2011 niedriger als in der Gesamtbevölkerung. Auch dieser Wert erweist sich im Rückblick als ausgesprochen stabil. In der Regel ändern sich die Einkommensverhältnisse älterer Menschen nur noch in geringem Umfang. Wer heute armutsgefährdet ist, wird es sehr wahrscheinlich auch in Zukunft sein. Entsprechend nah liegt die Quote persistenter Armut an der aktuellen Armutsgefährdungsquote. Der Anteil der dauerhaft Einkommensarmen nahm im 10-Jahresrückblick erkennbar zu.

Die Stabilität der Einkommensverhältnisse im Alter gilt auch für den wohlhabenden Teil der über 65-Jährigen. Die aktuelle Reichtumsquote (7,5%) und die Quote dauerhaften Reichtums (5,0%) liegen 2011 nahe beieinander. Beide Quoten nahmen in Verlauf der letzten zehn Jahre zu.

Auch bei den Personen im Rentenalter vergrößerte sich der Abstand zwischen den oberen Einkommensklassen und den mittleren bis unteren Einkommen. Die Relation zwischen Einkommensmedian und dem untersten Dezil blieb hingegen konstant. Auch hier zeigte Gini-Koeffizient nur in der ersten Hälfte des 10-Jahreszeitraums einen erkennbaren Anstieg

Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Deutschland

Kinder und Jugendliche

Datenquelle: SOEP v29

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011	
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			17,6%	16,0%	15,0%		
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	19.554 €	20.016 €	20.755 €	+1.201 €	
		CI 95%	±389	±494	±480		
	Median	Wert	17.891 €	17.658 €	18.223 €	+332 €	
		CI 95%	±405	±424	±567		
Gini- Koeffizient	Wert	0,242	0,264	0,269	+0,028		
	CI 95%	±0,010	±0,012	±0,010			
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr		Wert	15,4%	15,4%	17,3%	+1,8%p	
		CI 95%	±1,5%	±1,8%	±2,1%		
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)		Wert	6,4%	9,3%	6,9%	+0,6%p	
		CI 95%	±0,9%	±1,0%	±0,8%		
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr		Wert	3,6%	5,4%	5,4%	+1,8%p	
		CI 95%	±0,8%	±0,6%	±0,7%		
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)		Wert	2,8%	3,3%	3,0%	+0,2%p	
		CI 95%	±0,5%	±0,4%	±0,7%		
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	2,88	3,16	3,30	+0,42	
		CI 95%	±0,16	±0,11	±0,18		
	P90 / P50	Wert	1,64	1,76	1,85	+0,21	
		CI 95%	±0,02	±0,02	±0,03		
	P50 / P10	Wert	1,76	1,80	1,78	+0,02	
		CI 95%	±0,02	±0,02	±0,03		

Person im Alter von 65 Jahren und älter

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011	
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			19,1%	21,3%	21,9%		
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	20.931 €	21.275 €	21.598 €	+667 €	
		CI 95%	±499	±629	±563		
	Median	Wert	18.291 €	18.176 €	18.284 €	-7 €	
		CI 95%	±401	±421	±408		
Gini- Koeffizient	Wert	0,254	0,274	0,271	+0,017		
	CI 95%	±0,012	±0,017	±0,012			
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr		Wert	12,8%	12,2%	12,8%	-0,0%p	
		CI 95%	±1,2%	±1,4%	±1,4%		
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)		Wert	7,8%	8,1%	10,9%	+3,1%p	
		CI 95%	±1,2%	±1,2%	±0,7%		
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr		Wert	4,8%	6,0%	7,5%	+2,6%p	
		CI 95%	±0,9%	±1,3%	±1,1%		
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)		Wert	3,7%	4,1%	5,0%	+1,3%p	
		CI 95%	±0,7%	±0,8%	±0,8%		
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	2,90	3,12	3,26	+0,36	
		CI 95%	±0,12	±0,15	±0,13		
	P90 / P50	Wert	1,75	1,87	1,95	+0,20	
		CI 95%	±0,02	±0,03	±0,02		
	P50 / P10	Wert	1,66	1,67	1,67	+0,01	
		CI 95%	±0,02	±0,03	±0,02		

1 Äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen (inklusive kalkulatorische Miete), preisbereinigt mit Basisjahr 2011

2 Armutsrisikoquote berechnet auf Basis von 60 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3 Reichtumsquote berechnet auf Basis von 200 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Deutschland

Personen zwischen 18 und 34 Jahren

Datenquelle: SOEP v29

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung	
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011		
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			19,7%	19,6%	20,1%			
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	20.436 €	19.672 €	20.451 €	+15 €		
		CI 95%	±355	±376	±475			
	Median	Wert	18.883 €	17.687 €	18.657 €	-227 €		
		CI 95%	±385	±337	±461			
Gini- Koeffizient	Wert	0,253	0,276	0,274	+0,022			
	CI 95%	±0,008	±0,009	±0,008				
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	15,8%	19,3%	19,2%	+3,4%p	
			CI 95%	±1,7%	±1,7%	±1,8%		
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert	7,5%	10,6%	9,2%	+1,6%p	
			CI 95%	±0,8%	±0,7%	±0,7%		
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	4,1%	4,9%	4,5%	+0,4%p	
			CI 95%	±0,6%	±0,6%	±0,9%		
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert	1,6%	2,2%	2,1%	+0,5%p	
			CI 95%	±0,4%	±0,5%	±0,6%		
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	3,31	3,45	3,55	+0,23		
		CI 95%	±0,13	±0,16	±0,23			
	P90 / P50	Wert	1,72	1,77	1,77	+0,05		
		CI 95%	±0,03	±0,02	±0,04			
	P50 / P10	Wert	1,92	1,94	2,00	+0,08		
		CI 95%	±0,03	±0,02	±0,04			

Personen zwischen 35 und 64 Jahren

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung	
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011		
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			43,6%	43,0%	43,0%			
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	24.282 €	24.623 €	25.330 €	+1.048 €		
		CI 95%	±410	±465	±531			
	Median	Wert	21.598 €	21.408 €	21.764 €	+166 €		
		CI 95%	±354	±316	±404			
Gini- Koeffizient	Wert	0,264	0,292	0,298	+0,033			
	CI 95%	±0,007	±0,007	±0,014				
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	9,5%	11,2%	11,5%	+1,9%p	
			CI 95%	±0,9%	±0,8%	±1,1%		
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert	4,1%	7,0%	6,3%	+2,2%p	
			CI 95%	±0,4%	±0,5%	±0,3%		
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	8,9%	11,3%	11,1%	+2,2%p	
			CI 95%	±0,8%	±1,0%	±0,9%		
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert	6,8%	7,0%	6,6%	-0,2%p	
			CI 95%	±0,5%	±0,5%	±0,6%		
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	3,19	3,67	3,58	+0,39		
		CI 95%	±0,07	±0,10	±0,12			
	P90 / P50	Wert	1,77	1,86	1,86	+0,09		
		CI 95%	±0,01	±0,02	±0,02			
	P50 / P10	Wert	1,80	1,97	1,92	+0,12		
		CI 95%	±0,01	±0,02	±0,02			

1 Äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen (inklusive kalkulatorische Miete), preisbereinigt mit Basisjahr 2011

2 Armutsrisikoquote berechnet auf Basis von 60 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3 Reichtumsquote berechnet auf Basis von 200 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3.5.6 Alleinlebende und Alleinerziehende

Das Medianeinkommen der Alleinlebenden lag 2011 bei 17.180 Euro und sank im Vergleich zu 2001 um 928 Euro. Das arithmetische Mittel der Nettoeinkommen nahm im gleichen Zeitraum auch ab, jedoch nicht so stark. Das Medianeinkommen der Alleinerziehenden lag deutlich darunter bei 14.891 Euro im Jahr 2011. Bei den Alleinerziehenden stieg das durchschnittliche Einkommen seit 2001 insgesamt an, obwohl die Einkommen zwischen 2001 und 2006 sanken. Diese Beobachtung hält für das arithmetische Mittel, sowie für den Median.

Allerdings stieg auch die Ungleichverteilung der Einkommen in beiden Gruppen stetig an. Der Gini-Koeffizient bei den Alleinlebenden nahm um 0,021, der der Alleinerziehenden um 0,008 zu. Vor allem für Alleinlebenden hat die Ungleichheit besonders stark zwischen 2001 und 2006 zugenommen.

Die Perzentilverhältnisse blieben in beiden Gruppen fast unverändert. Am größten ist die Ungleichheit in der Gruppe der Alleinlebenden, wenn man die zehn Prozent mit dem höchsten und die zehn Prozent mit dem niedrigsten Einkommen betrachtet. Ein Alleinlebender, der zu den einkommensstärksten in seiner Gruppe gehört, verdient 3,85-fach so viel wie ein Alleinlebender des untersten Dezils. Bemerkenswert ist, dass zum Jahr 2006 das P50/P10 Verhältnis besonders stark zugenommen hat, obwohl der Median gleichzeitig gesunken ist. Dies lässt darauf schließen, dass obwohl die mittleren Einkommenschichten weniger verdient haben, dieser Einkommensrückgang in den unteren Einkommenschichten noch größer war. Bei den

Alleinerziehenden sind die Einkommen allgemein gleicher verteilt.

Für die meisten Perzentilverhältnisse beider Subpopulationen lässt sich erneut feststellen, dass die Ungleichheit besonders zwischen 2001 und 2006 zu- und danach wieder abnahm. Eine Ausnahme hier ist das P90/P50 Verhältnis der Alleinlebenden, welches eine gegensätzliche Entwicklung aufweist. Hier sank die Ungleichheit zwischen 2001 und 2006 (wenn auch leicht) und stieg danach wieder leicht an.

Jede fünfte Person in einem alleinerziehenden Haushalt war 2011 von persistenter Armut betroffen. Diese Quote ist seit 2001 stabil, liegt aber viermal so hoch wie der deutschlandweite Durchschnittswert. Ebenfalls besonders hoch war in dieser Gruppe das Armutsrisiko, das 2011 bei 32,7% lag. Dieses ist nach einem Anstieg zum Jahr 2006 wieder gesunken und lag 2011 sogar unter dem Wert für 2001. Bei den Alleinlebenden war fast ein Viertel von Armut bedroht. Dies ist ein Anstieg um 3,5% seit 2001. In dauerhafter Armut lebten 2011 15% der Alleinlebenden. Hier allerdings scheint sich eine trendmäßige Abnahme dieser Quote abzuzeichnen.

Die Reichtumsquote bei den Alleinlebenden liegt mit 5,5 % praktisch auf dem Niveau von 2001 nach einem Anstieg zwischen 2001 und 2006. Bei den Alleinerziehenden stieg die Reichtumsquote um 1% auf 2,6%, während die Quote persistenten Reichtums vergleichsweise niedrig bei 1,4% im Jahr 2011 liegt, obwohl sich auch hier ein Anstieg seit 2001 feststellen lässt. Die Quote persistenten Reichtums lag bei Alleinlebenden bei stabilen 3,5%.

Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Deutschland

Alleinlebende

Datenquelle: SOEP v29

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011	
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			18,0%	19,5%	20,6%		
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	20.549 €	20.200 €	19.849 €	-700 €	
		CI 95%	±655	±540	±523		
	Median	Wert	18.108 €	17.704 €	17.180 €	-928 €	
		CI 95%	±420	±572	±656		
Gini- Koeffizient	Wert	0,292	0,310	0,313	+0,021		
	CI 95%	±0,016	±0,012	±0,013			
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert 20,9%	22,5%	24,4%	+3,5%p	
			CI 95%	±1,6%	±1,8%	±1,6%	
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert 11,9%	14,4%	15,0%	+3,1%p	
			CI 95%	±1,7%	±1,4%	±1,5%	
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert 5,4%	5,9%	5,5%	+0,1%p	
			CI 95%	±1,0%	±1,0%	±0,9%	
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert 3,4%	3,8%	3,5%	+0,1%p	
			CI 95%	±0,9%	±0,8%	±0,7%	
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	3,80	3,97	3,85	+0,05	
		CI 95%	±0,19	±0,17	±0,20		
	P90 / P50	Wert	1,89	1,87	1,88	-0,01	
		CI 95%	±0,03	±0,04	±0,05		
	P50 / P10	Wert	2,01	2,12	2,05	+0,04	
		CI 95%	±0,03	±0,04	±0,05		

Alleinerziehende

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011	
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			7,1%	7,3%	6,9%		
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	15.921 €	15.073 €	16.395 €	+475 €	
		CI 95%	±766	±666	±537		
	Median	Wert	14.147 €	13.459 €	14.717 €	+570 €	
		CI 95%	±841	±949	±786		
Gini- Koeffizient	Wert	0,265	0,267	0,273	+0,008		
	CI 95%	±0,017	±0,020	±0,020			
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert 33,3%	35,7%	32,7%	-0,6%p	
			CI 95%	±4,3%	±5,4%	±5,1%	
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert 19,7%	20,7%	20,9%	+1,2%p	
			CI 95%	±2,8%	±2,8%	±2,0%	
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert 1,6%	1,8%	2,5%	+0,9%p	
			CI 95%	±1,1%	±1,1%	±0,8%	
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert 1,0%	0,8%	1,4%	+0,4%p	
			CI 95%	±0,6%	±0,8%	±0,5%	
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	3,19	3,37	3,23	+0,05	
		CI 95%	±0,23	±0,17	±0,25		
	P90 / P50	Wert	1,73	1,81	1,75	+0,01	
		CI 95%	±0,06	±0,05	±0,05		
	P50 / P10	Wert	1,84	1,87	1,85	+0,01	
		CI 95%	±0,06	±0,05	±0,05		

¹ Äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen (inklusive kalkulatorische Miete), preisbereinigt mit Basisjahr 2011

² Armutsrisikoquote berechnet auf Basis von 60 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

³ Reichtumsquote berechnet auf Basis von 200 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3.5.7 Paare mit und ohne Kinder

Für Paare ohne Kinder stieg das Medianeinkommen zwischen 2001 und 2011 um 664 Euro an, auf 23.018 Euro. Auch das durchschnittliche Einkommen (2011: 26.694 Euro) stieg seit 2001 stark an. Bei den Paaren, die Kinder haben, lässt sich ebenfalls ein Anstieg des Medianeinkommens auf 20.124 Euro betrachten, beim arithmetischen Mittel ergibt sich ein Anstieg um 1.070 Euro auf 22.708 Euro.

Die Ungleichheit der Einkommen, gemessen am Gini-Koeffizienten, stieg bei den Paaren mit und ohne Kinder an, jedoch war dieser Anstieg bei Paaren mit Kindern stärker ausgeprägt. Insgesamt ist die Einkommensverteilung bei Paaren ohne Kinder allerdings immer noch ungleicher als bei Paaren mit Kindern. Im Zeitverlauf wird ersichtlich, dass die Ungleichheit unter Paaren ohne Kinder besonders zwischen 2001 und 2006 anstieg und danach wieder leicht abnahm. Bei Paaren mit Kindern nahm die Ungleichheit auch nach 2006 noch weiter zu, jedoch nicht mehr so stark wie zwischen 2001 und 2006.

Die Verhältnisse unterschiedlicher Einkommensperzentile nahmen bei den Paaren ohne Kinder zu, auch hier geht der Trend zu höherer Ungleichheit. Bemerkenswert ist, dass sich die Perzentilverhältnisse P90/P50 und P50/P10 kaum verändern, während das P90/P10 Verhältnis sehr stark ansteigt. Bei den Paaren mit Kindern lässt sich ein leichter Anstieg der Perzentilverhältnisse beobachten. Auch hier ist besonders das P90/P10 Verhältnis angestiegen. In beiden Teilpopulationen

scheinen besonders die besser verdienenden Personen 2011 mehr zu verdienen als noch 2001. Für alle Perzentilverhältnisse beider Gruppen wird erkenntlich, dass sie besonders zwischen 2001 und 2006 zunahmen, während sich dieser Trend zwischen 2006 und 2011 entweder abschwächte oder sogar umkehrte.

Die Armutsrisikoquote lag bei Paaren ohne Kinder 2011 bei 7,7%, bei Paaren mit Kindern etwas höher bei 10,4%. Abgesehen von einem Anstieg zur Mitte des Jahrzehnts, veränderte sich die Armutsrisikoquote der Paare ohne Kinder nicht, währenddessen stieg die entsprechende Quote bei Paaren mit Kindern um 2%. Die Quote persistenter Armut liegt für Paare ohne Kinder unter der Quote für Paare mit Kindern. Beide Werte liegen noch unterhalb des deutschen Durchschnitts. Der Anteil der dauerhaft in Armut lebenden Paare mit Kindern nahm seit 2001 in einer stetigen Entwicklung um fast zwei Prozentpunkte zu. Die Paare ohne Kinder zeigten bis 2009 eine unterbrochene Aufwärtsentwicklung, 2010 und 2011 ging die Quote dauerhafter Armut zurück.

Bei Paaren mit Kindern lag die Reichtumsquote 2011 doppelt so hoch (13,4%) wie bei Paaren ohne Kinder (6,6%). Die Quote persistenten Reichtums blieb in beiden Gruppen weitgehend gleich.

Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Deutschland

Paare mit Kindern

Datenquelle: SOEP v29

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung	
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011		
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			26,9%	28,4%	30,5%			
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	25.435 €	25.612 €	26.694 €	+1.259 €		
		CI 95%	±495	±557	±893			
	Median	Wert	22.354 €	21.744 €	23.018 €	+664 €		
		CI 95%	±471	±580	±679			
Gini- Koeffizient		Wert	0,269	0,293	0,287	+0,018		
CI 95%			±0,010	±0,009	±0,022			
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	7,6%	8,1%	7,7%	+0,1%p	
CI 95%			±0,9%	±1,2%	±1,3%			
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert	3,4%	4,5%	5,1%	+1,8%p	
CI 95%			±0,7%	±0,6%	±0,4%			
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	10,2%	12,5%	13,4%	+3,1%p	
CI 95%			±1,3%	±1,1%	±1,1%			
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert	7,4%	7,9%	8,1%	+0,7%p	
CI 95%			±0,9%	±0,8%	±0,8%			
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	3,10	3,46	3,31	+0,22		
		CI 95%	±0,13	±0,12	±0,13			
	P90 / P50	Wert	1,77	1,94	1,86	+0,09		
		CI 95%	±0,02	±0,02	±0,02			
P50 / P10	Wert	1,75	1,78	1,78	+0,03			
	CI 95%	±0,02	±0,02	±0,02				

Paare ohne Kinder

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung	
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011		
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			45,5%	42,9%	40,3%			
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	21.638 €	22.144 €	22.708 €	+1.070 €		
		CI 95%	±360	±411	±471			
	Median	Wert	19.491 €	19.567 €	20.124 €	+633 €		
		CI 95%	±231	±365	±377			
Gini- Koeffizient		Wert	0,228	0,254	0,256	+0,028		
CI 95%			±0,008	±0,008	±0,009			
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	8,4%	9,7%	10,4%	+2,0%p	
CI 95%			±1,0%	±1,3%	±1,7%			
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert	2,8%	6,1%	4,0%	+1,1%p	
CI 95%			±0,4%	±0,4%	±0,4%			
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	5,0%	7,1%	6,6%	+1,6%p	
CI 95%			±0,8%	±0,8%	±1,0%			
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert	3,6%	4,2%	3,8%	+0,2%p	
CI 95%			±0,3%	±0,3%	±0,6%			
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	2,60	2,98	3,00	+0,41		
		CI 95%	±0,07	±0,07	±0,09			
	P90 / P50	Wert	1,66	1,77	1,74	+0,09		
		CI 95%	±0,01	±0,01	±0,02			
P50 / P10	Wert	1,56	1,68	1,72	+0,16			
	CI 95%	±0,01	±0,01	±0,02				

¹ Äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen (inklusive kalkulatorische Miete), preisbereinigt mit Basisjahr 2011

² Armutsrisikoquote berechnet auf Basis von 60 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

³ Reichtumsquote berechnet auf Basis von 200 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3.5.8 Personen mit hoher und geringer Bildung

Betrachtet man die Nettoeinkommen, dann sind die Entwicklungen für Personen mit geringer und Personen mit höherer Bildung entgegengesetzt. Von 2001 bis 2011 sanken die Nettoeinkommen von Personen mit eher geringer Bildung um 497 Euro im arithmetischem Mittel und um 708 Euro im Median auf 18.106, beziehungsweise, 16.198 Euro. Die Differenz bezieht noch nicht mit ein, dass die Nettoeinkommen 2006 noch niedriger waren und seitdem, wenigstens wenn man das arithmetische Mittel betrachtet, wieder etwas gestiegen sind. Für Personen mit höherer Bildung hingegen sind die Einkommen, mehr oder minder konstant, seit 2001 gestiegen und lagen 2011 bei 30.625 Euro (a.M.), beziehungsweise, bei 26.462 Euro (Median). Bemerkenswert ist auch die Höhe des Einkommenszuwachses der höher Gebildeten: Im arithmetischen Mittel sind die Nettoeinkommen um 2.278 Euro gestiegen, im Median immerhin um 1.149. Das reale Haushaltseinkommen von Personen mit eher geringer Bildung ist zwischen 2001 und 2011 um 3% gesunken, während das der Personen mit eher hoher Bildung im selben Zeitraum um 8% gestiegen ist.

Am Gini-Koeffizienten wird ersichtlich, dass die Einkommen in der höheren Bildungsschicht ungleicher verteilt sind, als in der Schicht der geringer Gebildeten. Der Gini-Koeffizient nahm für beide Gruppen über den Betrachtungszeitraum hinweg stetig zu, dabei ist der Anstieg für die höher Gebildeten deutlicher ausgeprägt.

Die Perzentilverhältnisse deuten darauf hin, dass der Ungleichheitsanstieg bei den Personen mit eher höherer Bildung besonders auf eine Zunahme der Einkommen in den mittleren und oberen Einkommensschichten zurückzuführen ist. Das P90/P10 Verhältnis ist besonders stark gestiegen. Bei Personen mit eher geringerer Bildung haben

sich die Perzentilverhältnisse insgesamt wenig verändert. Jedoch ist das P90/P10 Verhältnis und das P50/P10 Verhältnis zwischen 2001 und 2006 angestiegen und danach wieder gesunken.

Die Armutsrisikoquote ist erwartungsgemäß für Personen mit geringer Bildung um ein vielfaches höher als für Personen mit höherer Bildung. Fast ein Viertel aller Personen mit geringer Bildung waren 2011 von Armut gefährdet, Tendenz steigend. Auch waren zunehmend Menschen mit geringer Bildung dauerhaft in Armut gefangen. Bei Personen mit eher höherer Bildung waren nur knapp sechs Prozent von Armut gefährdet, auch die Quote persistenter Armut lag bei lediglich drei Prozent. Die Armutsrisikoquote ist bei Personen mit eher höherer Bildung recht stabil. Dagegen nahm die Quote persistenter Armut auch bei den höher Gebildeten bis 2004 deutlich zu, verharrt allerdings seither auf dem genannten Niveau von drei Prozent.

Es sollte wenig überraschen, dass sich das Bild bei der Betrachtung des Reichtums umkehrt: Die Reichtumsquote der Personen mit höherer Bildung ist mit 19,1% überdurchschnittlich hoch. Sie beträgt somit mehr als das Doppelte der bundesweiten Quote und fast das Siebenfache des Wertes für Personen mit geringerer Bildung. Die Reichtumsquote für Personen mit höherer Bildung ist zwischen 2001 und 2006 besonders stark gestiegen, während die Änderungen in der Reichtumsquote der Personen mit eher geringerer Bildung eher gering waren.

Auch die Quote persistenten Reichtums ist für Personen mit höherer Bildung deutlich höher als in der Gesamtbevölkerung. Jeder Achte unter den Personen mit höherer Bildung kann als dauerhaft einkommensreich gelten. Für Personen mit geringerer Bildung ist diese Quote mit knapp zwei Prozent besonders gering.

Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Deutschland

Personen mit eher geringer Bildung

Datenquelle: SOEP v29

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011	
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			18,1%	16,8%	15,0%		
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	18.604 €	17.821 €	18.106 €	-497 €	
		CI 95%	±355	±377	±384		
	Median	Wert	16.906 €	16.282 €	16.198 €	-708 €	
		CI 95%	±386	±295	±490		
Gini- Koeffizient	Wert	0,243	0,262	0,267	+0,023		
	CI 95%	±0,008	±0,009	±0,008			
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert 19,8%	23,3%	24,0%	+4,2%p	
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert 10,9%	16,0%	19,1%	+8,2%p	
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert 2,6%	3,0%	2,9%	+0,3%p	
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert 1,3%	1,9%	1,8%	+0,5%p	
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	3,13	3,25	3,18	+0,05	
		CI 95%	±0,10	±0,15	±0,12		
	P90 / P50	Wert	1,73	1,73	1,76	+0,02	
		CI 95%	±0,03	±0,02	±0,03		
P50 / P10	Wert	1,81	1,88	1,81	+0,00		
	CI 95%	±0,03	±0,02	±0,03			

Personen mit eher höherer Bildung

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011	
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			17,7%	20,3%	22,5%		
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	28.347 €	29.718 €	30.625 €	+2.278 €	
		CI 95%	±522	±790	±1.051		
	Median	Wert	25.313 €	25.479 €	26.462 €	+1.149 €	
		CI 95%	±529	±490	±522		
Gini- Koeffizient	Wert	0,265	0,296	0,298	+0,033		
	CI 95%	±0,010	±0,013	±0,025			
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert 5,5%	5,8%	5,9%	+0,3%p	
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert 1,5%	3,2%	3,0%	+1,5%p	
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert 14,5%	19,2%	19,1%	+4,6%p	
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert 10,8%	12,5%	12,5%	+1,8%p	
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	3,17	3,47	3,50	+0,33	
		CI 95%	±0,13	±0,14	±0,12		
	P90 / P50	Wert	1,78	1,85	1,86	+0,08	
		CI 95%	±0,02	±0,03	±0,02		
P50 / P10	Wert	1,78	1,87	1,88	+0,10		
	CI 95%	±0,02	±0,03	±0,02			

¹ Äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen (inklusive kalkulatorische Miete), preisbereinigt mit Basisjahr 2011

² Armutsrisikoquote berechnet auf Basis von 60 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

³ Reichtumsquote berechnet auf Basis von 200 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3.5.9 Erwerbstätige und Arbeitslose

Das Nettoeinkommen ist für Erwerbstätige seit 2001 gestiegen. Das arithmetische Mittel ist im Betrachtungszeitraum um 879 auf 26.189 Euro gestiegen, der Median um 53 auf 22.695 Euro. Bei den Arbeitslosen ist das arithmetische Mittel des Nettoeinkommens zwischen 2001 und 2011 um 397 auf 20.918 Euro gestiegen, während der Median um 331 auf 18.005 Euro gefallen ist.

Die Ungleichheit, gemessen am Gini-Koeffizienten, ist für beide Teilpopulationen zwischen 2001 und 2011 konstant gestiegen. Zwar ist der Anstieg für Erwerbstätige höher als für Arbeitslose, jedoch lässt sich für beide Gruppen feststellen, dass die Ungleichheit besonders stark zwischen 2001 und 2006 zugenommen hat.

Diese Tendenz lässt sich auch bei den Perzentilverhältnissen erkennen. Auch hier sind alle Werte in den betrachteten 10 Jahren gestiegen, jedoch vor allem in der ersten Hälfte des Jahrzehnts. Zwischen 2006 und 2011 hat sich der Anstieg entweder verlangsamt, oder, wie bei den P90/P50 und P50/P10 Verhältnissen der Erwerbstätigen und den P90/P10 und P50/P10 Verhältnissen der Arbeitslosen, sogar umgekehrt. Für beide Subpopulationen lässt sich ein herausstechend starker Anstieg des P90/P10 Verhältnisses erkennen. Daraus kann man schließen, dass vor allem die oberen Einkommensgruppen eine Zunahme ihrer Einkünfte erfuhren. Auffällig ist, dass das P90/P50

Verhältnis der Arbeitslosen nicht nur höher ist als das gleiche Verhältnis bei den Erwerbstätigen, sondern auch, dass die Zunahme zwischen 2001 und 2011 besonders hoch war.

Die Armutsrisikoquote der Arbeitslosen lag 2011 bei über 60 Prozent. Sie stieg im Verlauf der Jahre 2001 bis 2011 fast kontinuierlich an. Drei Viertel der armutsgefährdeten Arbeitslosen müssen als dauerhaft arm gelten, d.h. ihre Einkommen liegen auch in zwei der drei Vorjahre unter der Armutsrisikoschwelle.

Die Erwerbstätigen sind zu lediglich 6,8 Prozent einem Armutsrisiko ausgesetzt. Auch hier ist eine leichte Aufwärtsentwicklung zu konstatieren. Die Quote persistenter Armut ist bei den Erwerbstätigen zwar ausgesprochen gering (3,3%), nahm allerdings seit 2001 um mehr als die Hälfte zu.

Als einkommensreich gelten 11,5% der Erwerbstätigen, knapp sieben Prozent sind es dauerhaft.

Einkommensreich ist erwartungsgemäß kaum einer der Arbeitslosen.

Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Deutschland

Erwerbstätige

Datenquelle: SOEP v29

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung	
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011		
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			42,8%	43,2%	47,3%			
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	25.310 €	25.682 €	26.189 €	+879 €		
		CI 95%	±434	±434	±528			
	Median	Wert	22.642 €	22.395 €	22.695 €	+53 €		
		CI 95%	±327	±319	±480			
Gini- Koeffizient		Wert	0,247	0,269	0,274	+0,027		
CI 95%			±0,008	±0,006	±0,009			
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	5,4%	5,9%	6,8%	+1,4%p	
CI 95%			±0,6%	±0,6%	±0,8%			
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert	2,0%	3,0%	3,3%	+1,2%p	
CI 95%			±0,4%	±0,3%	±0,3%			
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	9,5%	11,8%	11,5%	+2,0%p	
CI 95%			±0,8%	±0,9%	±0,9%			
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert	6,5%	7,3%	6,8%	+0,3%p	
CI 95%			±0,4%	±0,5%	±0,6%			
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	2,82	3,08	3,10	+0,28		
		CI 95%	±0,06	±0,08	±0,08			
	P90 / P50	Wert	1,72	1,81	1,79	+0,08		
		CI 95%	±0,01	±0,01	±0,01			
	P50 / P10	Wert	1,64	1,71	1,73	+0,09		
		CI 95%	±0,01	±0,01	±0,01			

Arbeitslose

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung	
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011		
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			3,7%	5,6%	4,3%			
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	14.827 €	13.040 €	12.324 €	-2.503 €		
		CI 95%	±624	±665	±729			
	Median	Wert	13.079 €	10.544 €	10.350 €	-2.729 €		
		CI 95%	±676	±925	±564			
Gini- Koeffizient		Wert	0,272	0,298	0,286	+0,014		
CI 95%			±0,018	±0,016	±0,024			
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	43,5%	54,4%	61,3%	+17,9%p	
CI 95%			±4,1%	±4,3%	±4,9%			
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert	21,8%	37,8%	44,8%	+23,0%p	
CI 95%			±3,2%	±3,2%	±2,8%			
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	0,7%	1,7%	0,7%	-0,0%p	
CI 95%			±1,0%	±0,5%	±1,3%			
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert	0,9%	0,4%	0,5%	-0,3%p	
CI 95%			±0,7%	±0,6%	±0,8%			
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	3,47	3,66	3,44	-0,03		
		CI 95%	±0,37	±0,32	±0,37			
	P90 / P50	Wert	1,91	2,06	1,94	+0,03		
		CI 95%	±0,07	±0,09	±0,05			
	P50 / P10	Wert	1,82	1,78	1,77	-0,05		
		CI 95%	±0,07	±0,09	±0,05			

1 Äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen (inklusive kalkulatorische Miete), preisbereinigt mit Basisjahr 2011

2 Armutsrisikoquote berechnet auf Basis von 60 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3 Reichtumsquote berechnet auf Basis von 200 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3.5.10 Personen mit Migrationshintergrund

Das durchschnittliche Einkommen der Deutschen mit Migrationshintergrund ist seit 2001 um 1.218 Euro angestiegen und betrug 2011 20.623 Euro. Auch das Medianeinkommen dieser Gruppe stieg um 731 auf 17.767 Euro. Damit liegt das Nettoäquivalenzeinkommen der Deutschen mit Migrationshintergrund über dem der Ausländer mit Migrationshintergrund. Ihr durchschnittliches Einkommen betrug 2011 18.367 Euro und das Medianeinkommen lag bei 15.720 Euro. Zwar stieg auch das Durchschnittseinkommen von Ausländern mit Migrationshintergrund, jedoch nur um 540 Euro, allerdings sank das Medianeinkommen seit 2001 um 116 Euro.

Die Verteilung der Einkommen der Deutschen mit Migrationshintergrund ist seit 2001 ungleicher geworden, der Gini-Koeffizient stieg um 0,025. Vor allem zwischen 2001 und 2006 ist die Ungleichheit gewachsen, sie ist dann jedoch nach 2006 auch wieder leicht gesunken. Die Ungleichheit zwischen den Personen mit sehr hohem und sehr niedrigem Einkommen stieg jedoch an. Das P90/P10 Verhältnis erhöhte sich deutlich von 3,10 auf 3,60. Auch das P90/P50 Verhältnis nahm bedeutend zu. Generell scheinen vor allem die oberen Einkommensschichten relative zur Mitte und zu den unteren Einkommensgruppen hinzugewonnen zu haben.

Die Einkommensverteilung in der Gruppe der Ausländer blieb im betrachteten Zeitraum etwa konstant. Der Gini-Koeffizient stieg auch bei dieser Gruppe zwischen 2001 und 2006, sank danach jedoch auf einen kleineren Wert als bei den Deutschen mit Migrationshintergrund. Insgesamt änderte der Gini-Koeffizient der Ausländer mit Migrationshintergrund sich weniger als der Vergleichswert bei den Deutschen mit Migrationshintergrund. Die Perzentilverhältnisse in dieser Gruppe änderten sich im Großen und Ganzen auch weniger als die Perzentilverhältnisse der Deut-

schen mit Migrationshintergrund. Bemerkenswert ist, dass das P50/P10 Perzentilverhältnis zwischen 2001 und 2011 sogar leicht zurückgegangen ist, obwohl sich diese Entwicklung wenigstens teilweise mit dem sinkenden Medianeinkommen erklären lässt. Dementsprechend hat sich auch das P90/P50 Verhältnis am meisten erhöht.

17,8% der Deutschen mit Migrationshintergrund waren 2011 von Armut bedroht, in etwa so viel wie 2001. Dagegen nahm die Quote persistenter Armut um sechs Prozentpunkte auf 13,8 Prozent zu. Auch stieg die Reichtumsquote seit 2001 um 2,3% an (2011: 5,4%), die Quote persistenten Reichtums blieb weitgehend unverändert (2,7%).

Von den in Deutschland lebenden Ausländern war 2011 etwa jeder Vierte einem Armutsrisiko ausgesetzt. Dieser Wert blieb seit 2001 in etwa gleich. Dauerhaft arm waren zuletzt 16,4 Prozent. 2001 lag der Anteil der dauerhaft Armen bei lediglich zehn Prozent, erhöhte sich allerdings in den ersten Folgejahren und blieb seither auf dem genannten Niveau.

Etwas mehr als fünf Prozent der Deutschen mit Migrationshintergrund waren 2011 einkommensreich. Deren Anteil hat sich in den vergangenen zehn Jahren mit kleinen Unterbrechungen nach oben entwickelt. 2001 lag die Quote noch bei drei Prozent. Etwa die Hälfte der Einkommensreichen lag mit seinem Einkommen dauerhaft über der Reichtumsschwelle.

4,3 Prozent der in Deutschland lebenden Ausländer können als einkommensreich gelten. Ihr Anteil ist über die Jahre weitgehend gleich geblieben. Persistent reich sind 3,6 Prozent der Ausländer, d.h. wer einkommensreich ist, ist es auch dauerhaft. Der Anteil dauerhaft einkommensreicher Personen unter den Ausländern hat im betrachteten Zeitraum deutlich und weitgehend stetig zugenommen. 2001 lag die Quote noch bei lediglich 1,4 Prozent.

Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Deutschland

Deutsche mit Migrationshintergrund

Datenquelle: SOEP v29

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung	
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011		
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			9,2%	10,7%	12,8%			
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	19.405 €	19.387 €	20.623 €	+1.218 €		
		CI 95%	±643	±525	±738			
	Median	Wert	17.035 €	17.075 €	17.767 €	+731 €		
		CI 95%	±459	±608	±973			
Gini- Koeffizient	Wert	0,254	0,288	0,279	+0,025			
	CI 95%	±0,014	±0,015	±0,014				
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	17,0%	20,8%	17,8%	+0,8%p	
			CI 95%	±2,9%	±3,1%	±3,9%		
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert	7,0%	14,5%	13,1%	+6,1%p	
			CI 95%	±1,4%	±1,3%	±0,9%		
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	3,0%	4,9%	5,4%	+2,3%p	
			CI 95%	±1,3%	±0,8%	±1,1%		
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert	3,0%	2,1%	2,7%	-0,3%p	
			CI 95%	±0,6%	±0,8%	±1,0%		
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	3,10	3,38	3,60	+0,50		
		CI 95%	±0,20	±0,24	±0,32			
	P90 / P50	Wert	1,77	1,82	1,97	+0,20		
		CI 95%	±0,03	±0,04	±0,04			
	P50 / P10	Wert	1,75	1,86	1,83	+0,07		
		CI 95%	±0,03	±0,04	±0,04			

Ausländer mit Migrationshintergrund

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung	
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011		
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			8,7%	8,9%	9,0%			
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	17.827 €	17.735 €	18.367 €	+540 €		
		CI 95%	±977	±754	±1.582			
	Median	Wert	15.837 €	15.633 €	15.720 €	-116 €		
		CI 95%	±636	±506	±859			
Gini- Koeffizient	Wert	0,274	0,283	0,277	+0,003			
	CI 95%	±0,023	±0,022	±0,057				
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	25,7%	25,2%	23,8%	-1,9%p	
			CI 95%	±3,3%	±3,2%	±5,0%		
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert	10,1%	18,0%	16,4%	+6,3%p	
			CI 95%	±1,7%	±1,5%	±1,7%		
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	3,6%	4,6%	4,3%	+0,7%p	
			CI 95%	±1,3%	±1,4%	±1,6%		
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert	1,4%	2,4%	3,6%	+2,2%p	
			CI 95%	±0,4%	±0,6%	±0,8%		
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	3,10	3,14	3,20	+0,10		
		CI 95%	±0,27	±0,27	±0,22			
	P90 / P50	Wert	1,72	1,79	1,89	+0,17		
		CI 95%	±0,04	±0,03	±0,05			
	P50 / P10	Wert	1,80	1,76	1,69	-0,11		
		CI 95%	±0,04	±0,03	±0,05			

1 Äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen (inklusive kalkulatorische Miete), preisbereinigt mit Basisjahr 2011

2 Armutsrisikoquote berechnet auf Basis von 60 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3 Reichtumsquote berechnet auf Basis von 200 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3.5.11 Personen mit und ohne Wohneigentum

Haushalte, die eine eigene Immobilie bewohnen, stehen sich finanziell deutlich besser als Haushalte, die zur Miete wohnen. Die Medianeinkommen der ersten Gruppe betragen 2011 mit 23.047 Euro fast das anderthalbfache der Personen in Mietwohnungen (16.307 Euro). Dieser Einkommensvorteil ergibt sich teilweise aus der Verrechnung der kalkulatorischen Miete für das selbstgenutzte Wohneigentum. Lässt man diese Korrektur weg, sinkt der Einkommensvorsprung der Haushalte mit Wohneigentum um etwa 2.000 Euro p.a..

Während sich die Einkommen der Eigentümerhaushalte deutlich nach oben entwickelten, stagnierten die Einkommen der Mieterhaushalte, wobei deren Einkommensmedian sogar zurückging.

Die Verteilung des Äquivalenzeinkommens in beiden Gruppen ist in dem betrachteten Zeitraum ungleicher geworden. Bei den Personen ohne selbstgenutztes Wohneigentum ist die Ungleichverteilung etwas stärker ausgeprägt (2011 betrug der Gini-Koeffizient 0,285). Auch stieg für Personen ohne selbstgenutztes Wohneigentum der Gini-Koeffizient stärker als für Wohneigentümer.

Die höhere Ungleichheit in der Personengruppe ohne selbstgenutztes Wohneigentum im Vergleich zu den Wohneigentümern wird auch an den Perzentilverhältnissen ersichtlich. Vergleicht man zum Beispiel das Einkommen des 90%-Perzents mit dem des 10%-Perzents, so verdiente eine Person mit selbstgenutztem Wohneigentum in der höchsten Einkommensgruppe 2,94-fach so viel wie eine Person mit niedrigem Einkommen. Bei der Gruppe ohne selbstgenutztes Wohneigentum

ist dieses Verhältnis höher, es lag bei 3,35 im Jahr 2011. Im Zeitverlauf wird auch für diese beiden Gruppen ersichtlich, dass vor allem die Einkommen der Bestverdiener gestiegen sind: Zwischen 2001 und 2011 nahmen die Perzentilverhältnisse P50/P10 nur wenig oder überhaupt gar nicht zu, während die P90/P10 Verhältnisse am stärksten anstiegen. Für fast alle Ungleichheitsmaßzahlen, den Gini-Koeffizient und die Perzentilverhältnisse, lässt sich ein besonders schneller Anstieg in der ersten Hälfte des letzten Jahrzehnts beobachten. Zwischen 2006 und 2011 schien Ungleichheit nur noch leicht anzusteigen.

Das Armutsrisiko ist für Personen ohne Wohneigentum deutlich höher. 2011 waren 24,6 Prozent dieser Gruppe von Armut bedroht, ein Anstieg von 3,7 Prozentpunkten seit 2001. Die Quote persistenter Armut lag bei 14,5 Prozent. Die Armutsrisikoquote von Personen mit selbstgenutzten Wohneigentum nahm zwischen 2001 und 2006 zwar leicht zu, blieb danach aber auf einem Niveau von etwa fünf Prozent. Dauerhaft armutsgefährdet waren zuletzt lediglich 1,8 Prozent.

Die Reichtumsquote lag 2011 bei 11,7 Prozent in der Gruppe mit selbstgenutztem Wohneigentum. Als dauerhaft reich galten 7,4 Prozent der Wohneigentümer. Beide Quoten nahmen im Betrachtungszeitraum leicht zu. In der Gruppe der Personen ohne selbstgenutztes Wohneigentum lag die Reichtumsquote zuletzt bei nur 4,1 Prozent. Dauerhaft einkommensreich waren hier nur 2,3 Prozent.

Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Deutschland

Personen mit selbstgenutztem Wohneigentum

Datenquelle: SOEP v29

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung	
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011		
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			50,7%	49,6%	52,3%			
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	25.338 €	26.110 €	26.515 €	+1.176 €		
		CI 95%	±334	±382	±528			
	Median	Wert	22.533 €	22.522 €	23.047 €	+514 €		
		CI 95%	±394	±343	±361			
Gini- Koeffizient	Wert	0,243	0,263	0,263	+0,020			
	CI 95%	±0,008	±0,010	±0,013				
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	4,3%	4,7%	4,7%	+0,5%p	
			CI 95%	±0,5%	±0,7%	±0,9%		
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert	1,3%	2,7%	1,8%	+0,5%p	
			CI 95%	±0,3%	±0,3%	±0,2%		
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	9,2%	12,1%	11,7%	+2,5%p	
			CI 95%	±0,8%	±1,0%	±1,0%		
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert	7,0%	7,4%	7,4%	+0,4%p	
			CI 95%	±0,5%	±0,5%	±0,6%		
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	2,72	2,88	2,94	+0,22		
		CI 95%	±0,05	±0,05	±0,08			
	P90 / P50	Wert	1,72	1,80	1,80	+0,08		
		CI 95%	±0,01	±0,01	±0,01			
	P50 / P10	Wert	1,58	1,60	1,64	+0,05		
		CI 95%	±0,01	±0,01	±0,01			

Personen ohne selbstgenutztes Wohneigentum

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung	
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011		
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			49,3%	50,4%	47,7%			
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	18.670 €	18.347 €	18.813 €	+143 €		
		CI 95%	±367	±356	±312			
	Median	Wert	16.899 €	16.235 €	16.307 €	-592 €		
		CI 95%	±247	±336	±347			
Gini- Koeffizient	Wert	0,255	0,278	0,285	+0,030			
	CI 95%	±0,008	±0,008	±0,008				
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	20,8%	22,6%	24,6%	+3,7%p	
			CI 95%	±1,2%	±1,6%	±1,6%		
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert	10,8%	14,4%	14,5%	+3,7%p	
			CI 95%	±0,8%	±0,7%	±0,7%		
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert	3,2%	3,9%	4,1%	+0,9%p	
			CI 95%	±0,6%	±0,5%	±0,6%		
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert	1,9%	2,2%	2,3%	+0,4%p	
			CI 95%	±0,2%	±0,2%	±0,3%		
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	3,14	3,32	3,35	+0,21		
		CI 95%	±0,07	±0,07	±0,11			
	P90 / P50	Wert	1,74	1,81	1,85	+0,11		
		CI 95%	±0,01	±0,02	±0,02			
	P50 / P10	Wert	1,81	1,83	1,81	+0,00		
		CI 95%	±0,01	±0,02	±0,02			

1 Äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen (inklusive kalkulatorische Miete), preisbereinigt mit Basisjahr 2011

2 Armutsrisikoquote berechnet auf Basis von 60 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3 Reichtumsquote berechnet auf Basis von 200 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3.5.12 Körperbehinderte Personen

Als körperbehindert zählen im Folgenden alle Personen ab dem 16. Lebensjahr, die einen attestierten Grad der Behinderung von mehr als 30 aufweisen. Das Durchschnittsalter dieser Personengruppe lag 2011 bei mehr als 62 Jahren, d.h. die meisten werden bereits aus dem Erwerbsleben ausgeschieden sein. Etwa jeder Zehnte in der Bevölkerung zählt zu dieser Gruppe.

Das Medianeinkommen körperbehinderter Personen betrug 2011 18.388 Euro, lag also ganz in der Nähe der Gruppe der 65-Jährigen und älteren (S. 45f). Die Trendlinie zeigt für den betrachteten Zeitraum nach unten.

Die Körperbehinderten weisen gegenüber der Gesamtpopulation ein etwas erhöhtes Armutsrisiko auf (16%, Alle: 14,2%). Die Quote persistenter Armut liegt dabei deutlich höher (11,4%, Alle: 8,0%).

Wie zu erwarten, liegen die entsprechenden Quoten für den Einkommensreichtum niedriger als in der Gesamtbevölkerung. 6,3% der körperbehinderter Personen zählt zu den Einkommensreichen. Die Hälfte davon kann als dauerhaft einkommensreich gelten.

3.5.13 Personen mit (eher) schlechtem Gesundheitszustand

In Deutschland bewertete 2011 etwa jede(r) Siebte seinen Gesundheitszustand als „schlecht“ oder „eher schlecht“³⁰. Diese Personengruppe war im Durchschnitt etwas mehr als 60 Jahre alt und in nur geringem Maße erwerbstätig.

Der Einkommensmedian lag hier etwa 2.500 Euro unterhalb des mittleren Einkommens der Gesamtbevölkerung. Seit 2001 sind die realen Einkommen in dieser Bevölkerungsgruppe um fast 1.000 Euro zurückgegangen. Wie zu erwarten, lag bei diesen geringen Einkommen die Armutsrisikoquote entsprechend hoch. Jede fünfte gesundheitlich angeschlagene Person muss als armutsgefährdet gelten, die meisten davon als dauerhaft arm. Insbesondere der Anteil der persistent Armen nahm im Zeitverlauf deutlich zu. Der Wert aus 2011 war mit knapp 16 Prozent doppelt so hoch wie zehn Jahre zuvor.

Die Reichtumsquote der Personen mit schlechtem Gesundheitszustand ist mit 5,3 Prozent niedrig, auch die Quote der dauerhaft einkommensreichen (3,1%) liegt wie zu erwarten unter dem gesamtdeutsche Niveau.

30 Im Rahmen der Befragung konnten die interviewten Personen ihren momentanen Gesundheitszustand auf einer fünfstufigen Skala bewerten (1= sehr gut 5 = schlecht). Als Personen mit eher schlechter Gesundheit gelten dann alle, die die Position 4 oder 5 auf der Skala genannt haben.

Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen in Deutschland

Körperbehinderte Personen

Datenquelle: SOEP v29

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011	
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			10,7%	11,1%	11,1%		
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	21.382 €	21.232 €	20.885 €	-497 €	
		CI 95%	±613	±485	±639		
	Median	Wert	19.529 €	18.589 €	18.388 €	-1.141 €	
		CI 95%	±537	±606	±732		
Gini- Koeffizient	Wert	0,245	0,273	0,271	+0,026		
	CI 95%	±0,012	±0,013	±0,012			
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert 12,1%	14,4%	16,0%	+3,9%p	
			CI 95%	±1,7%	±1,6%	±2,4%	
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert 7,1%	7,9%	11,4%	+4,3%p	
			CI 95%	±0,9%	±1,7%	±0,7%	
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert 4,5%	6,3%	6,3%	+1,8%p	
			CI 95%	±1,4%	±1,2%	±1,1%	
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert 4,2%	3,8%	3,3%	-0,9%p	
			CI 95%	±1,0%	±1,1%	±1,1%	
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	3,02	3,46	3,51	+0,49	
		CI 95%	±0,17	±0,18	±0,16		
	P90 / P50	Wert	1,71	1,86	1,86	+0,15	
		CI 95%	±0,03	±0,04	±0,03		
	P50 / P10	Wert	1,77	1,86	1,89	+0,12	
		CI 95%	±0,03	±0,04	±0,03		

Personen mit eher schlechtem Gesundheitszustand

Jahr			vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Einkommensjahr	Differenz	Entwicklung
Jahr			2001	2006	2011	2001-2011	
Relativer Anteil an der Grundgesamtheit			15,4%	16,5%	15,3%		
Nettoeinkommen ¹ des Vorjahres äquivalenzgewichtet in Preisen von 2011	Arithmetisches Mittel	Wert	20.535 €	20.013 €	19.553 €	-982 €	
		CI 95%	±496	±511	±797		
	Median	Wert	18.008 €	17.650 €	17.143 €	-866 €	
		CI 95%	±482	±487	±557		
Gini- Koeffizient	Wert	0,252	0,274	0,277	+0,024		
	CI 95%	±0,009	±0,008	±0,012			
Armutsrisikoquote ² auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert 15,4%	17,1%	19,5%	+4,0%p	
			CI 95%	±1,2%	±1,6%	±1,7%	
Quote persistenter Armut (aktuell und in zwei der drei letzten Jahre)			Wert 7,9%	13,1%	15,9%	+8,0%p	
			CI 95%	±1,1%	±1,2%	±1,0%	
Reichtumsquote ³ auf Basis des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Vorjahr			Wert 4,5%	5,3%	5,1%	+0,6%p	
			CI 95%	±0,9%	±0,8%	±0,9%	
Quote persistenten Reichtums (aktuell und in zwei der drei der letzten Jahre)			Wert 4,0%	3,1%	3,1%	-0,9%p	
			CI 95%	±0,6%	±0,7%	±0,8%	
Perzentilverhältnisse auf Basis der Nettoeinkommen im Vorjahr	P90 / P10	Wert	3,00	3,50	3,43	+0,43	
		CI 95%	±0,11	±0,17	±0,15		
	P90 / P50	Wert	1,71	1,85	1,86	+0,14	
		CI 95%	±0,03	±0,03	±0,04		
	P50 / P10	Wert	1,75	1,90	1,85	+0,10	
		CI 95%	±0,03	±0,03	±0,04		

1 Äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen (inklusive kalkulatorische Miete), preisbereinigt mit Basisjahr 2011

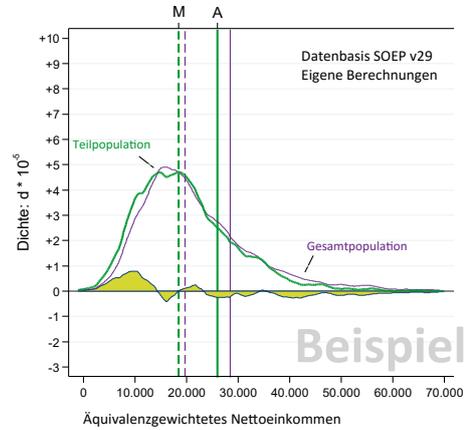
2 Armutsrisikoquote berechnet auf Basis von 60 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

3 Reichtumsquote berechnet auf Basis von 200 Prozent des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens

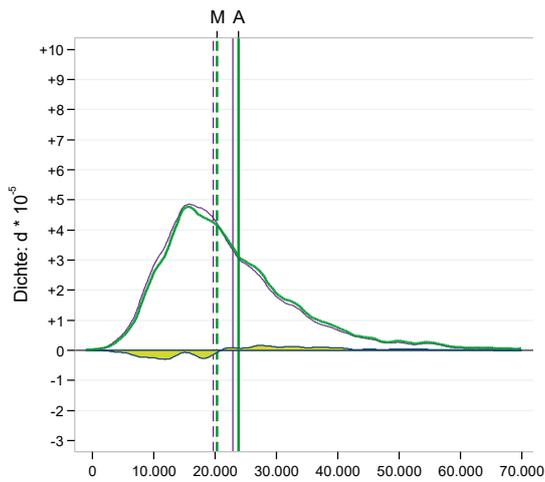
Verteilung der äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen 2011

Die folgenden Übersichten zeigen die Verteilung des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens im Jahr 2011 für eine Reihe von Teilpopulationen. Die gelbe Fläche macht deutlich, inwieweit sich die Verteilung in den Teilpopulationen von denen der Gesamtpopulation unterscheidet. Der dargestellte Bereich von 0 bis 70.000 Euro deckt 2011 nur 98,8% der Einkommensverteilung ab, d.h. 1,2% der Gesamtpopulation verfügten über ein höheres Nettoäquivalenzeinkommen.

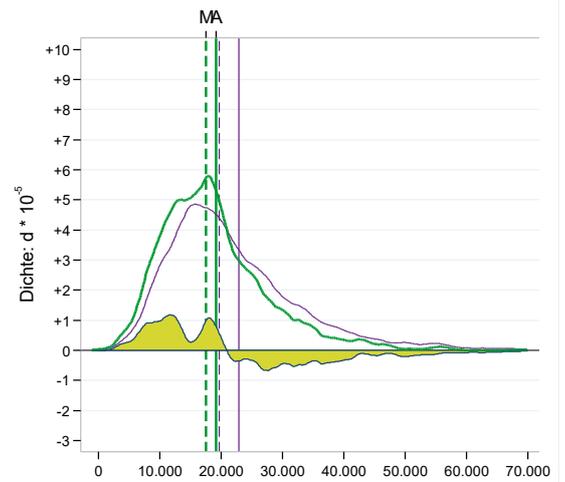
- Arithmetisches Mittel Teilpopulation
- Arithmetisches Mittel Gesamtpopulation
- - - Median Teilpopulation
- - - Median Gesamtpopulation
- Differenz $d_{\text{Gesamt}} - d_{\text{Teil}}$



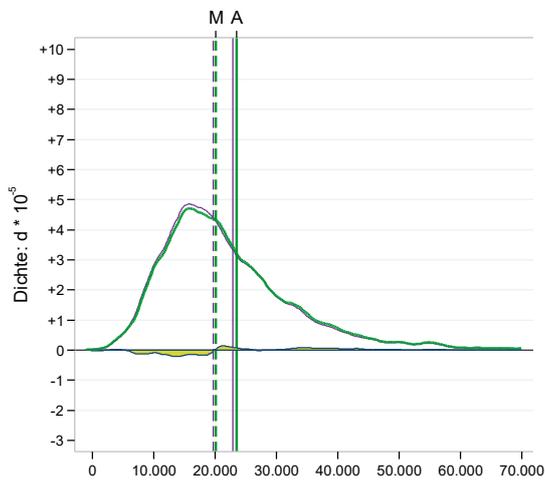
Westdeutschland



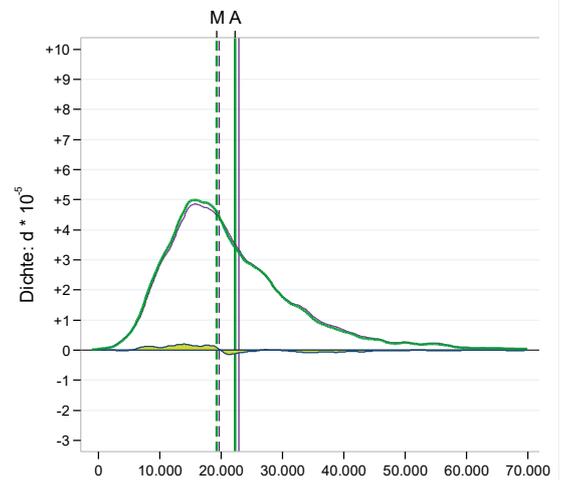
Ostdeutschland



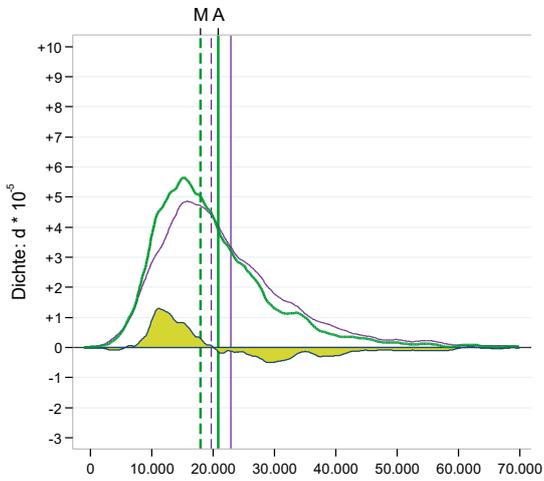
Männer



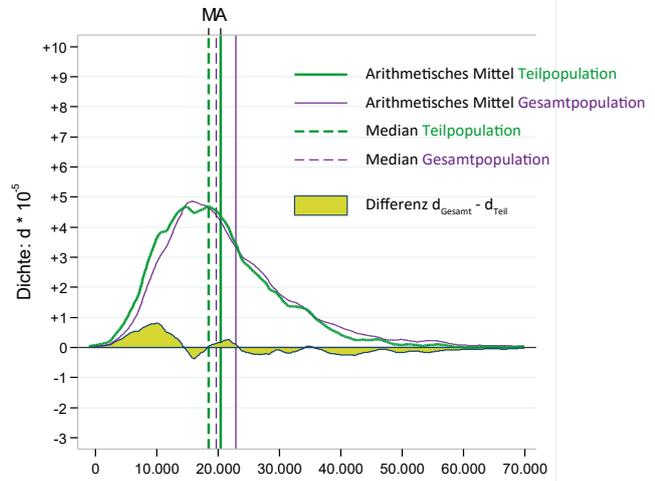
Frauen



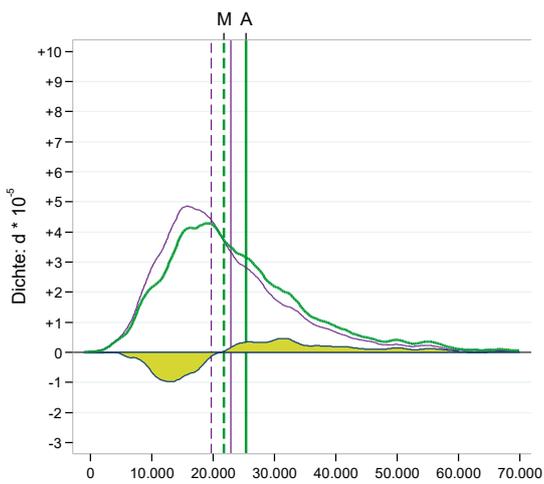
► Kinder und Jugendliche (bis 17 Jahre alt)



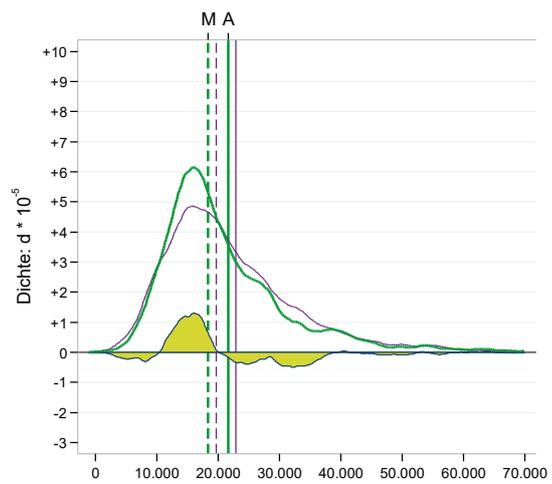
► Zwischen 18 und 34 Jahre



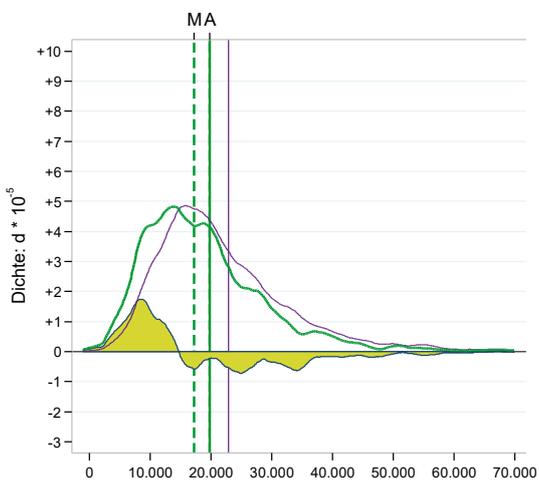
► Zwischen 35 und 64 Jahre



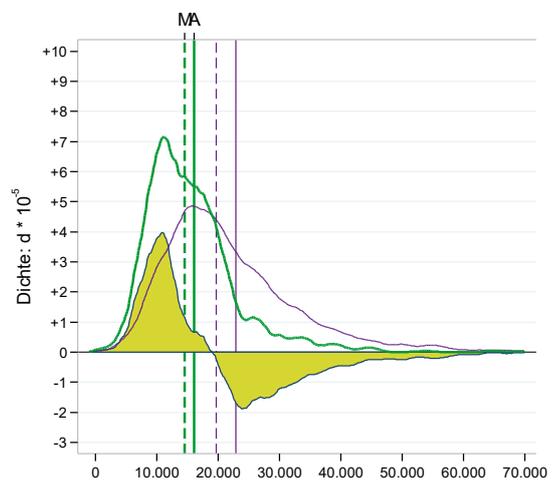
► 65 Jahre und älter



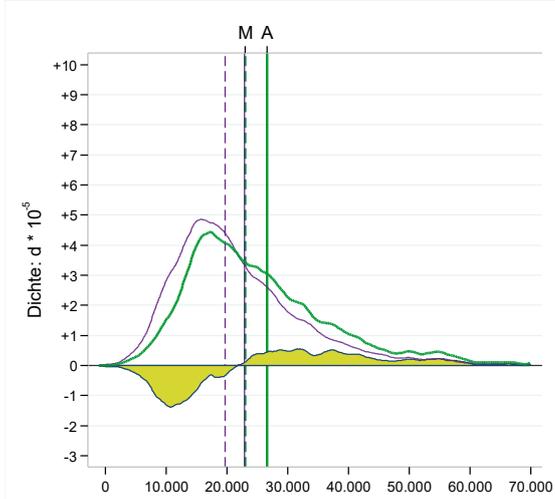
► Alleinlebende



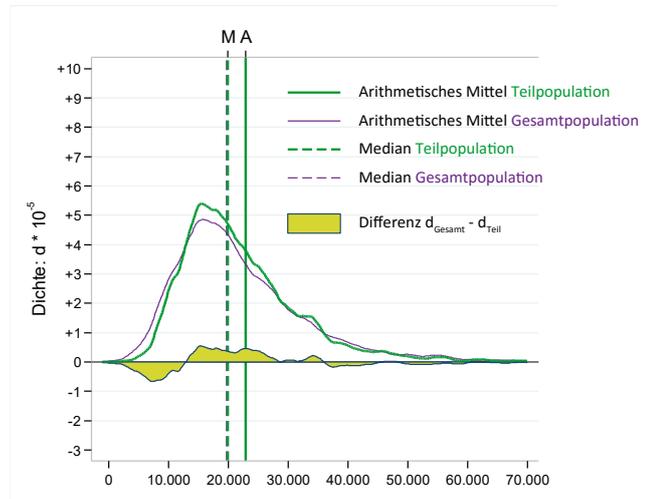
► Alleinerziehende



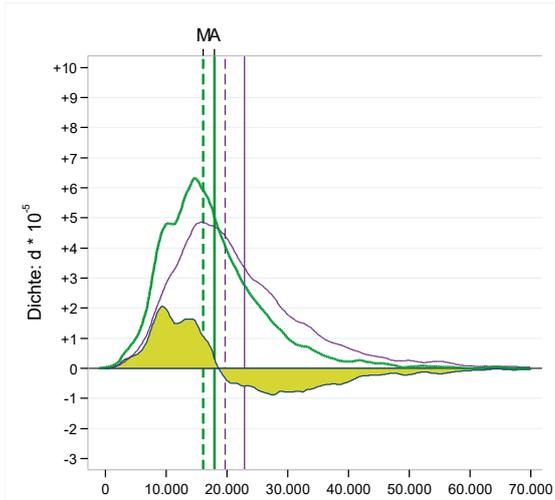
► Paare ohne Kinder



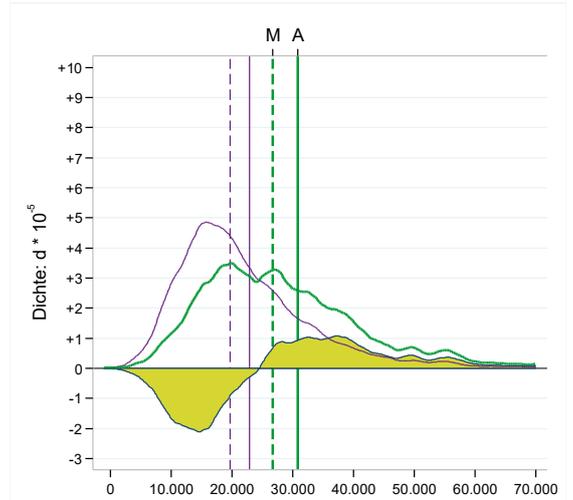
► Paare mit Kindern



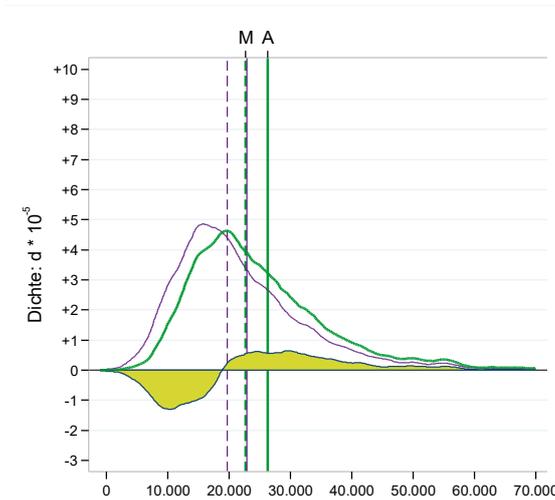
► Personen mit eher geringer Bildung



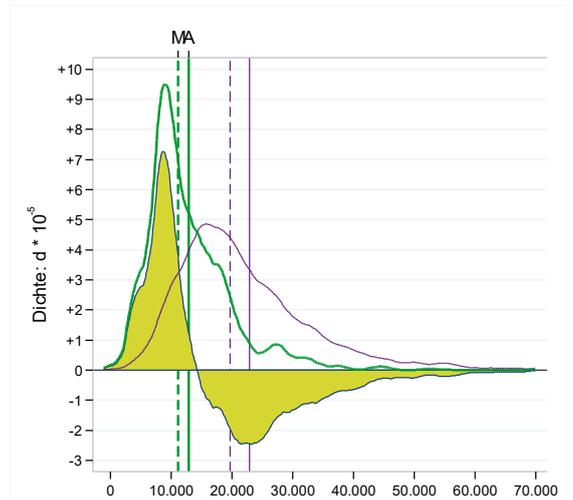
► Personen mit eher hoher Bildung



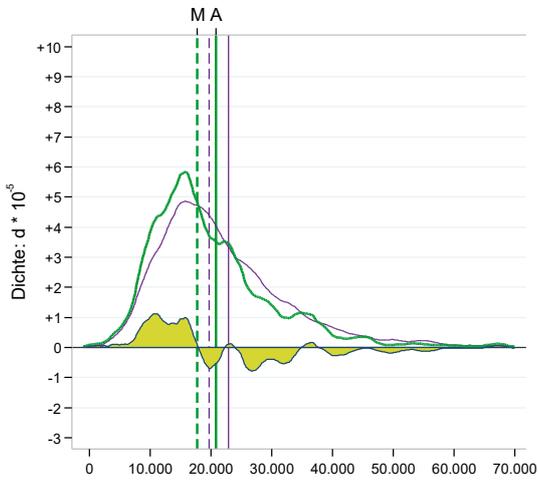
► Erwerbstätige



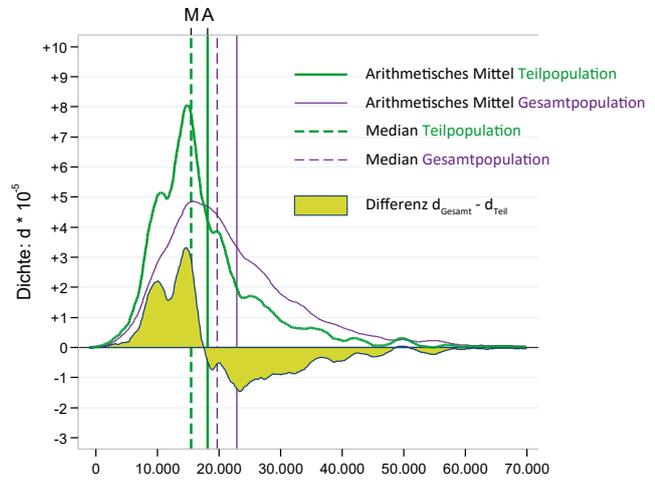
► Arbeitslose



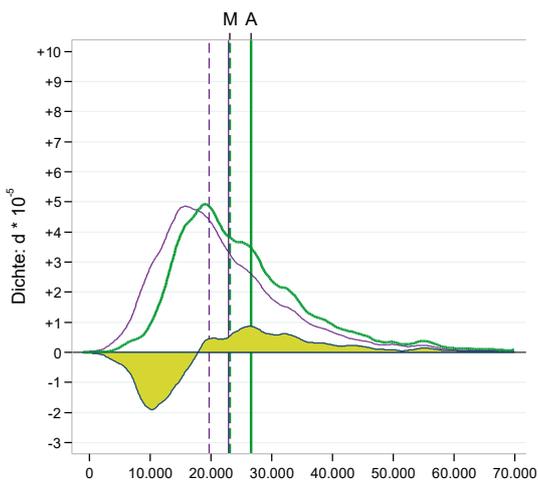
► Deutsche mit Migrationshintergrund



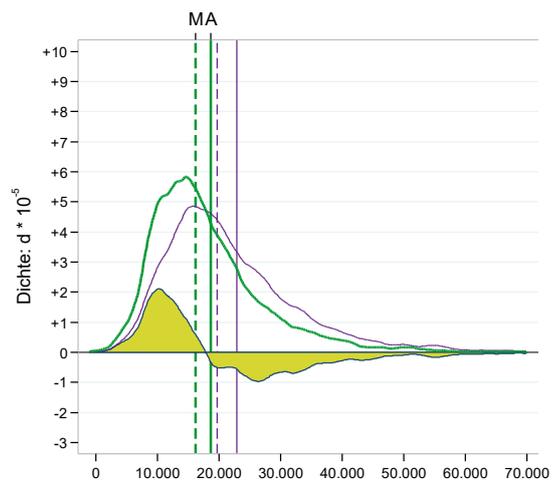
► Ausländer mit Migrationshintergrund



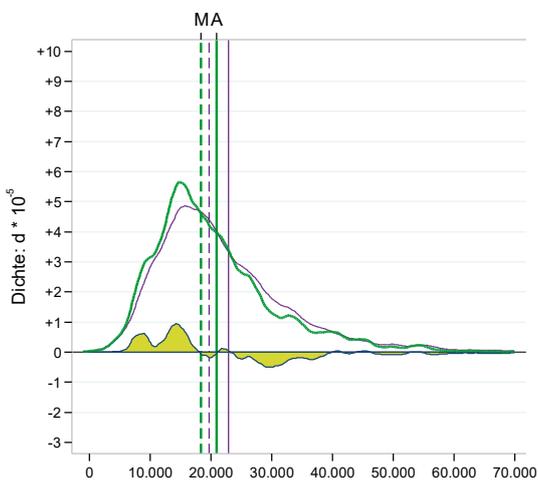
► Personen mit Wohneigentum



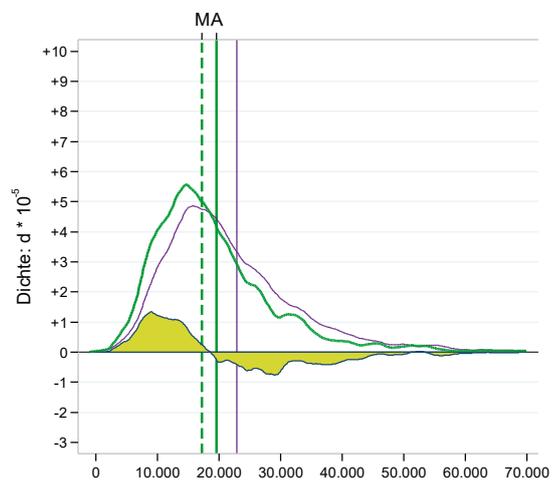
► Personen ohne Wohneigentum



► Körperbehinderte Personen



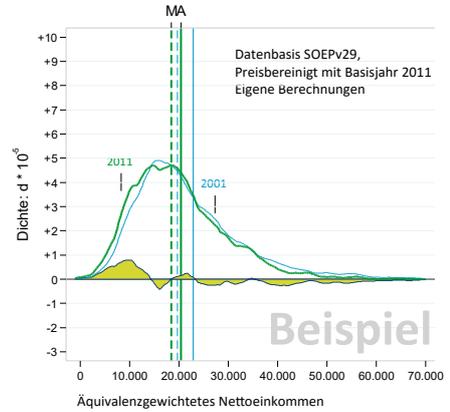
► Personen von eher schlechter Gesundheit



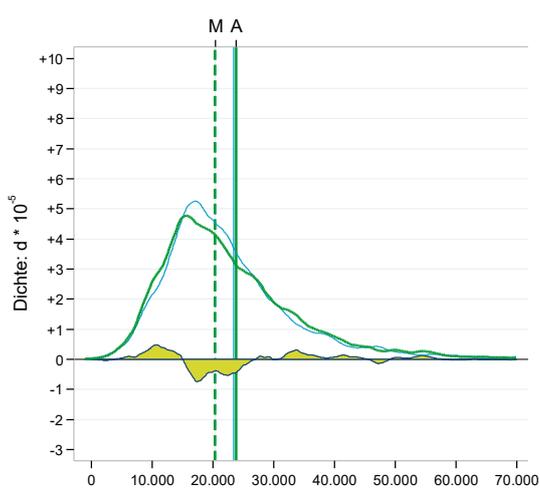
Veränderung in der Verteilung der äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen 2001 → 2011

Die folgenden Übersichten zeigen die Verteilung des äquivalenzgewichteten Nettoeinkommens in den Jahren 2011 und 2001. Die gelbe Fläche macht deutlich, inwieweit sich die Verteilung in 2011 von der des Jahres 2001 unterscheidet. Der dargestellte Bereich von 0 bis 70.000 Euro deckt 2011 nur 98,8% der Einkommensverteilung ab, d.h. 1,2% der Gesamtpopulation verfügen über ein höheres Nettoäquivalenzeinkommen.

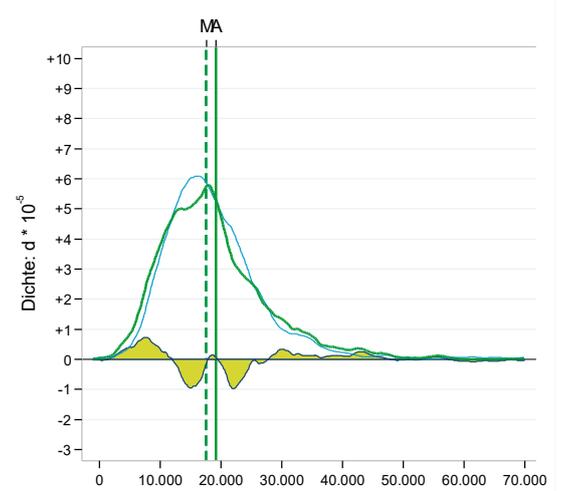
- Arithmetisches Mittel 2011
- Arithmetisches Mittel 2001
- - - Median 2011
- - - Median 2001
- Differenz $d_{2011} - d_{2001}$



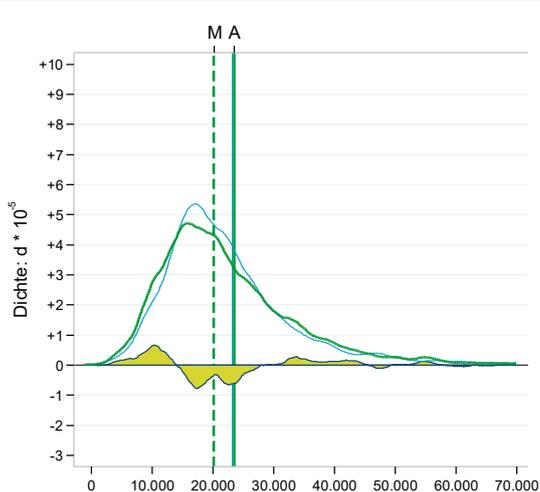
Westdeutschland



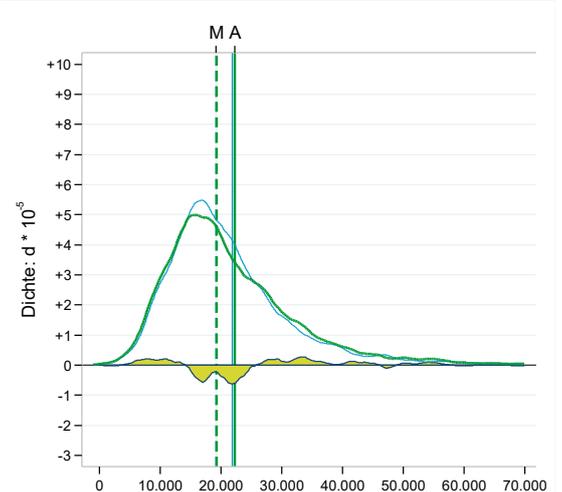
Ostdeutschland



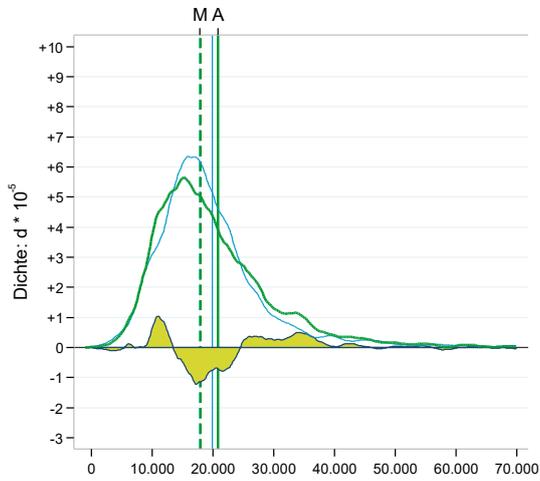
Männer



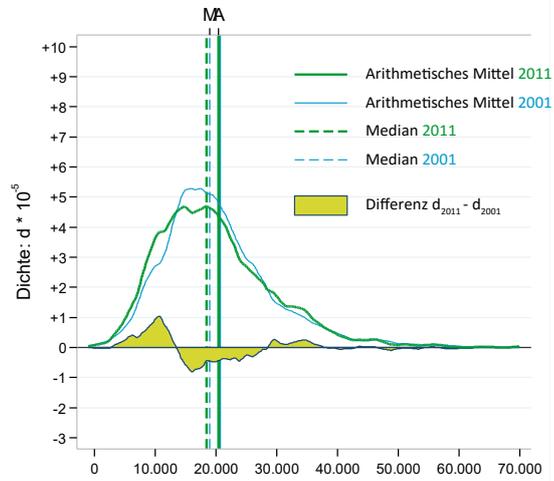
Frauen



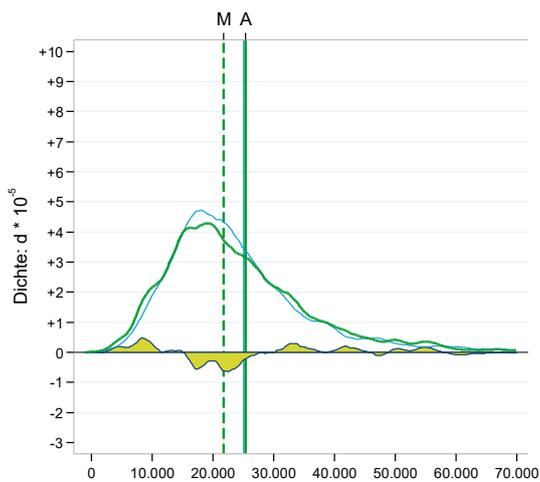
► Kinder und Jugendliche (bis 17 Jahre alt)



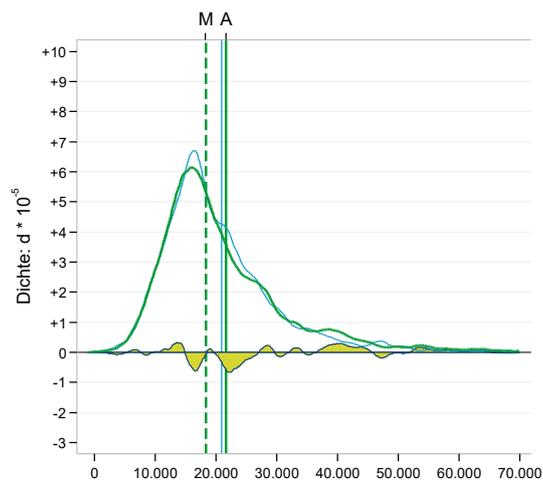
► Zwischen 18 und 34 Jahre



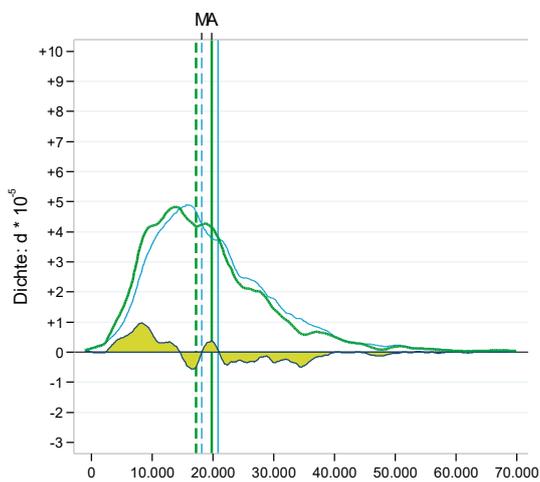
► Zwischen 35 und 64 Jahre



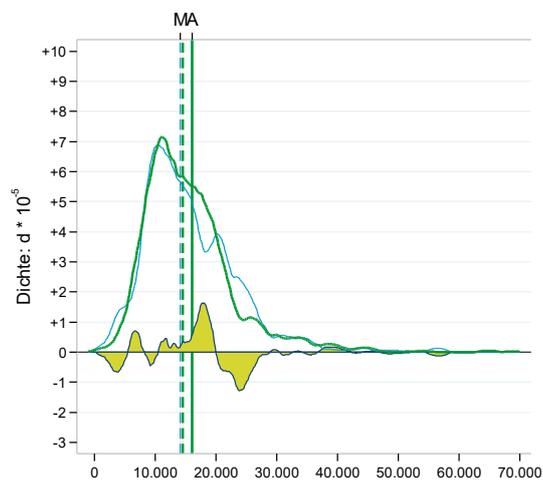
► 65 Jahre und älter



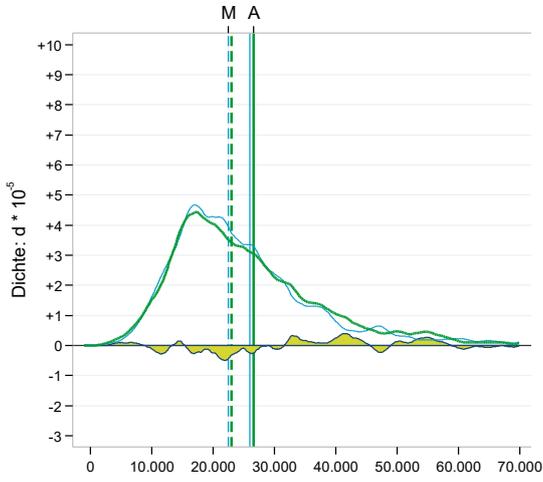
► Alleinlebende



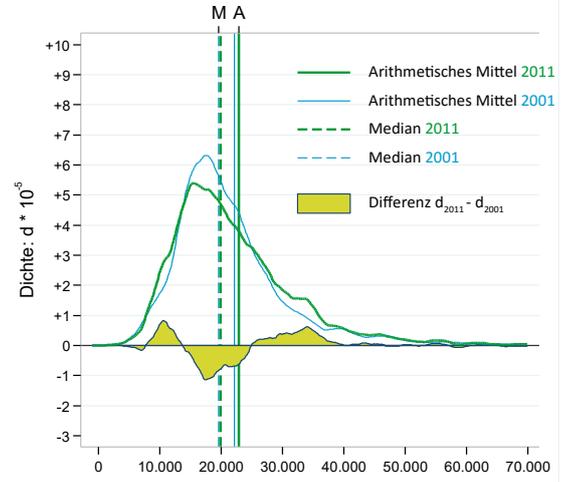
► Alleinerziehende



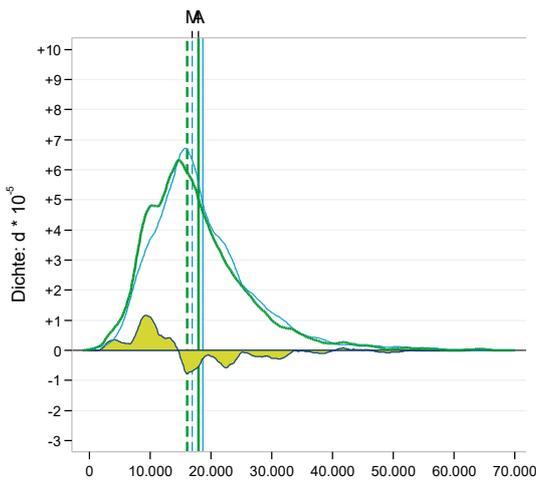
► Paare ohne Kinder



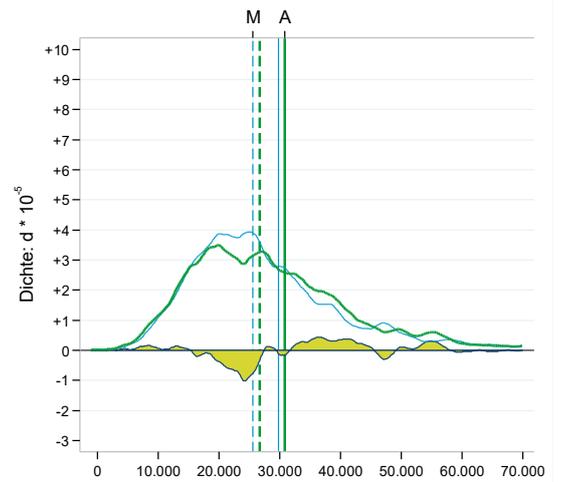
► Paare mit Kindern



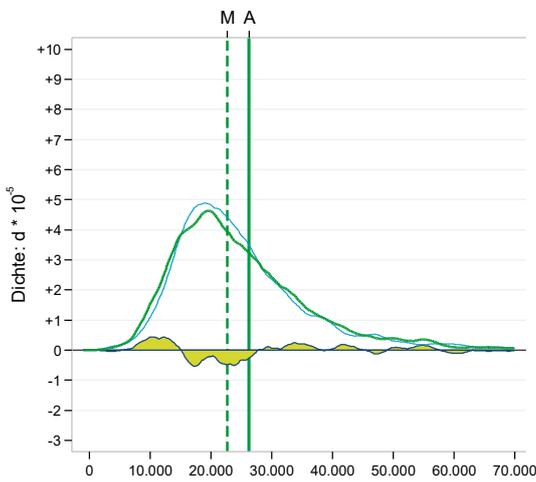
► Personen mit eher geringer Bildung



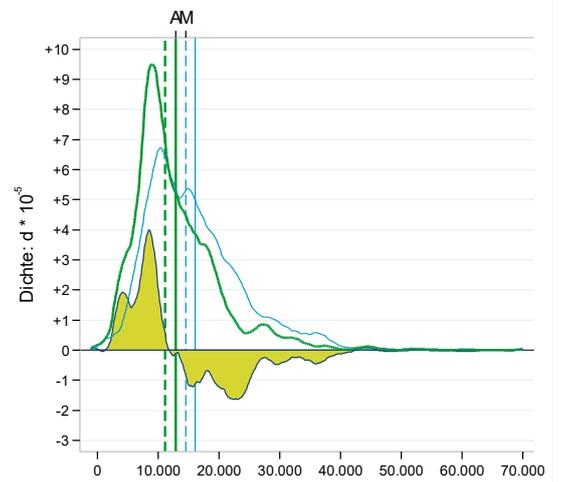
► Personen mit eher hoher Bildung



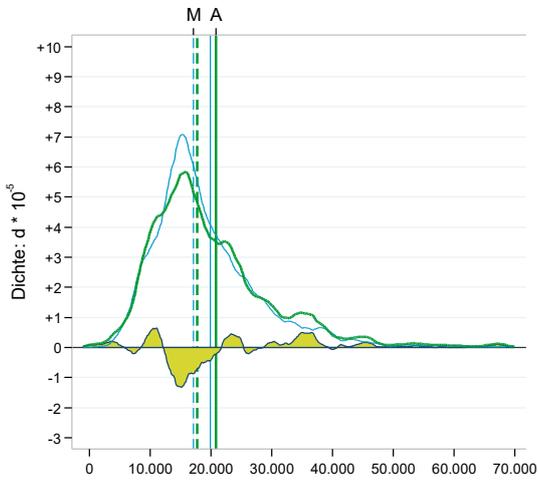
► Erwerbstätige



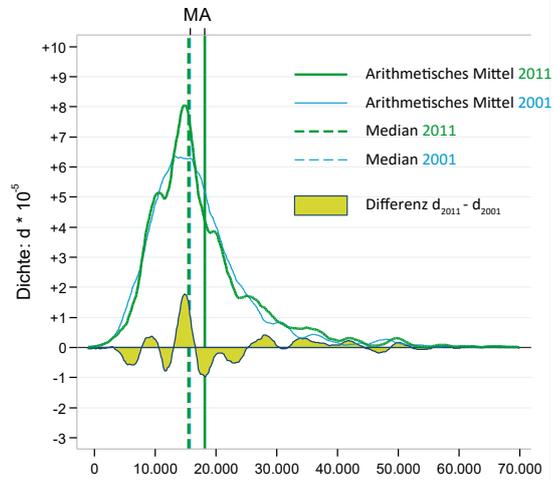
► Arbeitslose



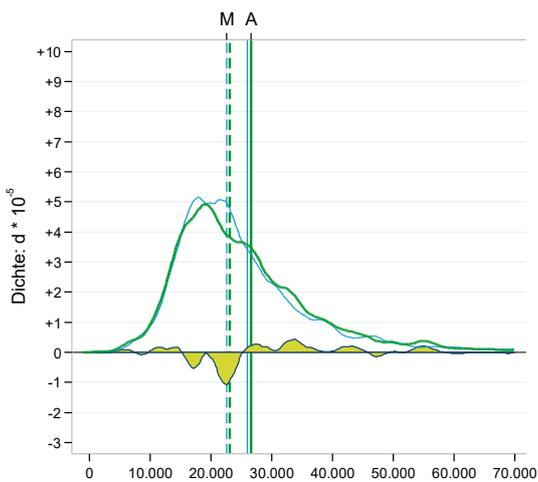
► Deutsche mit Migrationshintergrund



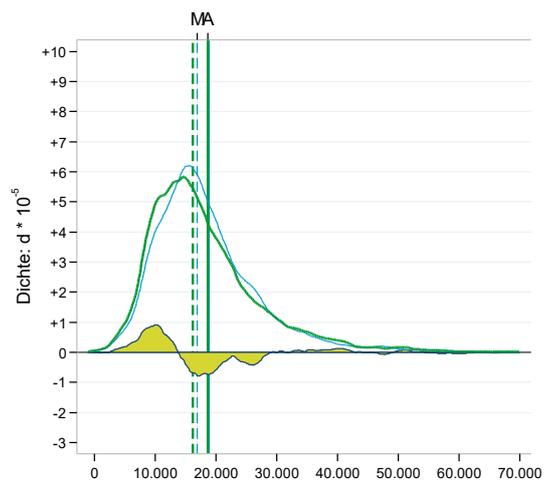
► Ausländer mit Migrationshintergrund



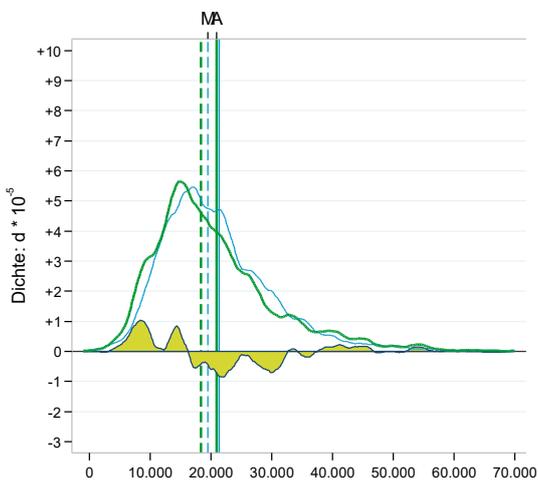
► Personen mit selbstgenutztem Wohneigentum



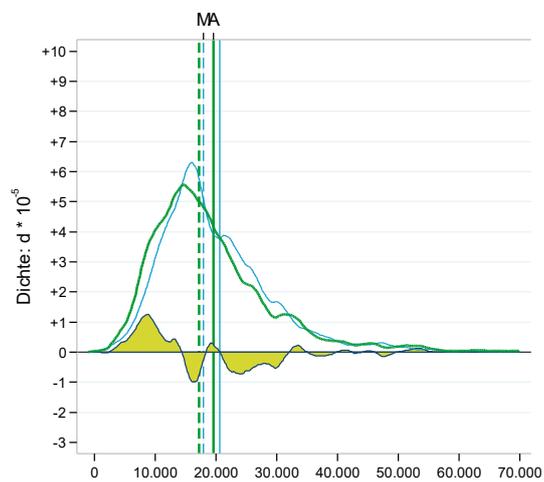
► Personen ohne selbstgenutztes Wohneigentum



► Körperbehinderte Personen



► Personen von eher schlechter Gesundheit



3.6 Binnenverteilung des Haushaltseinkommens

Dieses Teilprojekt untersucht, wie Einkommen zwischen den Personen in Haushalten verteilt sind³¹. Die Umverteilung von Markteinkommen innerhalb eines Haushaltes führt bei den Haushaltsmitgliedern zu einer Angleichung im Konsum von individuellen und gemeinsamen Gütern. Eine entscheidende Rolle spielt hierbei, wie Entscheidungen im Haushalt getroffen werden.

Betrachtungsgruppen sind prinzipiell verheiratete und nicht verheiratete Paare, die zusammen einen Haushalt in Deutschland führen. Die Analyse wird dabei aus der Geschlechterperspektive durchgeführt, das heißt, sie zielt darauf ab, Einkommensverteilungen zwischen Mann und Frau innerhalb des Haushaltes zu betrachten.

Dieses Kapitel untersucht zunächst, welche Brutto- und Nettoeinkommen in Deutschland lebende Paarhaushalte erzielen und wie sich diese aus Erwerbseinkommen von Männern und Frauen zusammensetzen. Vor dem Hintergrund einer geringeren Erwerbstätigkeit von Frauen in Deutschland, sowie dem Befund, dass Frauen öfters in geringer entlohnten Beschäftigungen arbeiten, können sich Ungleichheiten auf Haushaltsebene beim individuellen Einkommen ergeben. Wir untersuchen darüber hinaus, welche Implikationen diese Geschlechterunterschiede für die individuellen Konsummöglichkeiten haben.

In Anknüpfung an die Literatur ist für die Analyse der Binnenverteilung des Haushaltseinkommens eine Berücksichtigung der Verhandlungsmacht der beiden Partner innerhalb eines Haushaltes notwendig (siehe beispielsweise Chiappori und

Meghir, 2014). Die sich ergebenden Erwerbszustände und Konsummöglichkeiten sind prinzipiell endogene Variablen des Entscheidungsprozesses und der Verhandlungsmacht. Sie können aber zusätzlich auch durch Rollenbilder vorgegeben sein. Aus diesem Grund wird im vorliegenden Teilprojekt nach verschiedenen Haushaltstypen unterteilt. Als für die Analyse der Verteilung von Einkommen innerhalb des Haushaltes wichtige demographische Charakteristika werden insbesondere Erwerbsstatus, Bildung sowie Kohorte ausgemacht. Entlang von Haushaltstypen, die sich aus Paarkombinationen der verschiedenen Ausprägungen dieser Haushaltscharakteristika ergeben, wird die Untersuchung durchgeführt. Die drei verschiedenen Haushaltstypen haben folgende Ausprägungen (Mann-Frau):

Erwerbsstatus, basierend auf den Ausprägungen Vollzeit (VZ), Teilzeit (TZ) und nicht oder geringfügig erwerbstätig (NE): NE-NE, NE-TZ, NE-VZ, TZ-NE, TZ-TZ, TZ-VZ, VZ-NE, VZ-TZ, VZ-VZ.

Bildung³², basierend auf niedrig (n), mittel (m), hoch (h): n-n, n-m, n-h, m-n, m-m, m-h, h-n, h-m, h-h.

Kohorte³³, basierend auf jung (j), mittel (m), alt (a): j-*, m-*, a-* (basierend auf der Kohorte des Mannes).

Durch die Untersuchung von Indikatoren für die Verhandlungsmacht bei Entscheidungen lässt sich ein Bild über die Umverteilungsmöglichkeiten innerhalb des Haushaltes von deutschen Familien gewinnen. Konkret gibt diese Studie Aufschluss über die finanziellen Ressourcen der oben genannten Haushaltstypen und ihre Ressourcenallokation. Zusätzlich wird die Verhandlungsmacht abhängig von demographischen Charakteristika, wie Haus-

31 Die hier aufgeworfenen Fragestellungen berühren natürlich das für Armutsanalysen zentral gewordene Konzept der Äquivalenzeinkommen. Dieses unterstellt den Haushalten ein gewisses „Pool“-Verständnis im Hinblick auf die Einkommen der einzelnen Haushaltsmitglieder. Alle Einkommen fließen in den Haushalts-Pool, daraus werden auch alle Bedürfnisse im gleichen Umfang gestellt, d.h. alle verfügen am Ende über das gleiche Äquivalenzeinkommen.

32 Aufbauend auf der International Standard Classification of Education (ISCED-1997) definieren wir hier Level 5 und 6 als „hoch“ (h), Level 3 und 4 als „mittel“ (m) und alle Level darunter als „niedrig“ (n).

33 Die junge Kohorte ist hier definiert als ein Alter von 25 bis 36, die mittlere Kohorte von 37 bis 48 und die alte Kohorte als 49 bis 60 Jahren.

haltsgröße und Familienstand, dargestellt. Dies ermöglicht es, die Umverteilungsmacht der Individuen entlang des Umverteilungspotentials des Haushalts für verschiedene individuelle Einkommenspositionen zu vergleichen.

Zu beachten ist, dass es sich um deskriptive Auswertungen entlang von Haushaltstypen handelt. Das heißt, die Ergebnisse für die bestimmten Haushaltstypen können nicht ursächlich interpretiert werden, da die zugrundeliegenden demographischen Charakteristika auch wiederum endogene Zustände der betrachteten Variablen (Einkommen, Verhandlungsmacht, Einkommensverteilung) sind.

Die Untersuchungen werden mit den Daten des Soziökonomischen Panels (SOEP), der Zusatzstichprobe "Familien in Deutschland" (FiD), sowie Daten der Europäischen Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingen (Statistics on Income and Living Conditions, kurz: EU-SILC) durchgeführt. Auf eine möglichst genaue Vergleichbarkeit von Konzepten sowie der konsistenten Definition von Variablen wird besonders Wert gelegt.

Das SOEP wird verwendet, da es umfangreiche Informationen zu demographischen Charakteristika, Ressourcenausstattung und Einkommenssituation sowohl auf individueller als auch auf Haushaltsebene enthält. Zudem wird die Zeitverwendung von Individuen ausführlich erfasst und durch die Zusatzstichprobe FiD angereichert. Die vorliegende Analyse beruht auf den aktuellsten verfügbaren Daten des SOEP: Welle v29 beziehungsweise Befragungsjahr 2012. Während sich die meisten Angaben wie etwa Familien- oder Bildungsstand auf das Befragungsjahr beziehen, stammen die Einkommensinformationen aus dem vorherigen Jahr. Die Untersuchung spiegelt also die Einkommensverteilungen innerhalb des Haushaltes für 2011 wieder.

Die EU-SILC-Daten sind für dieses Teilprojekt besonders wertvoll, da im Befragungsjahr 2010 ein zusätzliches Modul zur Umverteilung von Ressourcen innerhalb des Haushaltes zum Fragebogen hinzugefügt wurde. Paare wurden beispielsweise gefragt, wie Finanzen des Haushaltes verwaltet

werden, wer im Allgemeinen die Entscheidungen trifft und wie viel vom individuellen Einkommen dem gemeinsamen Haushaltsbudget zugeführt wird. Zudem gibt es eine Reihe von Variablen, mit der die Verhandlungsmacht der beiden Partner bezüglich Entscheidungen abgebildet wird. Die Einkommensinformationen im EU-SILC beziehen sich wiederum auf das vorherige Jahr (2009).

Während zur Untersuchung der Verteilung von Bruttoeinkommen innerhalb der Haushalte die Daten des SOEP und die EU-SILC-Daten genutzt werden, können für die Analyse der Verhandlungsmacht und der Umverteilung nur die EU-SILC-Daten verwendet werden.

3.6.1 Haushaltstypen in Deutschland

In Anlehnung an den Vierten Armuts- und Reichtumsbericht (Bundesministerium für Arbeit und Soziales, 2013, Teilabschnitt 5) werden zunächst Kontingenztabelle für verschiedene Paarkombinationen der Charakteristika Erwerbsstatus, Bildung und Kohorte mit den hochgerechneten Anteilen dieser Haushalte an allen Paarhaushalten erstellt. Die Ergebnisse werden für die Datensätze SOEP mit FiD sowie SILC ausgegeben und die Anteile der Haushalte nach Erwerbszeitkombinationen mit dem vorherigen Armuts- und Reichtumsbericht verglichen.

In der Stichprobe werden alle in Deutschland in einem Haushalt zusammenlebenden heterosexuellen Paargemeinschaften ausgewählt. Für die Analyse der Binnenverteilung der Einkommen sind insbesondere die Einkommen aus Arbeit relevant, weswegen die Stichprobe auf Haushalte beschränkt wird, in denen beide Partner sich im typischen Erwerbssalter 25 bis inkl. 60 Jahre befinden. Ausgeschlossen werden Haushalte, bei denen die Variablen Bildung oder Erwerbsstatus nicht bei beiden Partnern gefüllt sind. Nach Anwendung dieser Kriterien bleiben im SOEP 3.542 und im FiD zusätzliche 2.318 Haushalte in der Welle 2012. In den SILC-Daten für 2010 ergeben sich entsprechend der gleichen Kriterien 4.047 Haushalte. Sämtliche folgenden Analysen werden unter Einbeziehung der in den Datensätzen mitgelieferten Querschnitts-Gewichtungsfaktoren durchgeführt.

Tabelle 3.6.1. und Tabelle 3.6.2 führen die Anteile der verschiedenen Haushaltstypen an allen Paarhaushalten für die beiden verwendeten Datensätze auf. Insgesamt weisen die Datensätze SOEP mit FiD und SILC eine weitgehend deckungsgleiche Verteilung auf. Leichte Unterschiede gibt es lediglich bei der geringeren Häufigkeit von unverheiratet zusammenlebenden Paaren im Datensatz SILC. Zu beachten ist, dass sich die beiden Datensätze auf zwei verschiedene Betrachtungsjahre beziehen. Tabelle 3.6.3 vergleicht die hier verwendete Datenbasis mit Auswertungen aus dem Mikrozensus für die Untergruppe der Paarhaushalte mit minderjährigen Kindern (Vgl. Bundesministerium für Arbeit und Soziales, 2013, S. 127). Auch hier zeigt sich eine starke Ähnlichkeit. Die in dieser Analyse etwas häufiger auftretenden Haushaltstypen, bei denen Personen "nicht erwerbstätig oder geringfügig beschäftigt" (NE) sind, erklären sich durch das weiter gefasste Konzept, bei dem geringfügig Beschäftigte nicht zu der Gruppe der Teilzeitbeschäftigten hinzugezählt werden. Die Entwicklung der Anteile der Haushaltstypen im Zeitverlauf anhand des SOEP kann in Abschnitt 4.3.1 gefunden werden.

Bei der Betrachtung der Erwerbszeitkombinationen zeigt sich zunächst wie häufig Ein-, Zwei- oder Zuverdienerhaushalte in welchen Geschlechterkonstellationen in Deutschland vertreten sind. Insgesamt machen Haushalte mit vollzeiterwerbstätigen Männern den weit überwiegenden Teil aus (ca. 86%). Zweiverdienerhaushalte (insgesamt ca. 26%) sind jedoch deutlich häufiger, wenn keine minderjährigen Kinder im Haushalt anwesend sind und/oder die Partner nicht verheiratet sind. Andernfalls handelt es sich um Haushalte nach dem "Ernährermodell", also Haushalte in denen die Frau nicht erwerbstätig ist (insgesamt ca. 30%) oder um "Zuverdienerhaushalte", bei denen die Frau teilzeitbeschäftigt ist (insgesamt ca. 30%). Auffällig ist, dass es eine starke Asymmetrie aus der Geschlechterperspektive gibt. Das heißt, dass insbesondere bei verheirateten Paaren und Paaren mit Kindern selten Kombinationen mit gleichem Erwerbsstatus auftreten. Darüber hinaus gibt es beispielsweise eine starke Diskrepanz zwischen der Häufigkeit der Haushaltstypen VZ-TZ (30%) und TZ-VZ (1%). Für die Binnenverteilung der Haushaltseinkommen können diese Befunde starke Implikationen haben. Aufgrund der geringeren Erwerbsbeteiligung sind Frauen in Partnerschaften tendenziell stärker von den Einkommen

T 3.6.1		Anteile von Haushaltstypen an Paarhaushalten			
	ohne Kinder	mit Kindern	nicht verheiratet	verheiratet	
Haushaltstypen nach Erwerbsstatus					
NE-NE	2,3%	2,4%	0,7%	4,0%	
NE-TZ	1,6%	0,9%	0,1%	2,3%	
NE-VZ	2,1%	1,3%	0,5%	2,8%	
TZ-NE	0,2%	0,6%	0,1%	0,7%	
TZ-TZ	0,3%	0,6%	0,1%	0,8%	
TZ-VZ	0,7%	0,4%	0,4%	0,7%	
VZ-NE	10,2%	19,4%	1,6%	28,0%	
VZ-TZ	12,5%	18,8%	2,2%	29,0%	
VZ-VZ	18,2%	7,6%	6,5%	19,3%	
insgesamt	48,1%	51,9%	12,2%	87,6%	
Haushaltstypen nach Bildungsgrad					
n-n	1,0%	2,1%	0,1%	3,0%	
n-m	2,3%	3,0%	0,6%	4,8%	
n-h	0,5%	0,5%	0,1%	0,9%	
m-n	3,6%	3,4%	0,7%	6,3%	
m-m	18,6%	19,2%	4,5%	33,4%	
m-h	4,7%	4,2%	1,5%	7,5%	
h-n	0,9%	0,8%	0,3%	1,5%	
h-m	7,9%	9,0%	1,8%	15,1%	
h-h	8,5%	9,6%	2,8%	15,3%	
insgesamt	48,0%	51,8%	12,4%	87,6%	
Haushaltstypen nach Kohorte des Mannes					
jung-*	5,6%	9,8%	4,3%	11,2%	
mittel-*	10,7%	30,5%	5,1%	36,1%	
alt-*	31,8%	11,6%	3,0%	40,3%	
insgesamt	48,1%	51,9%	12,4%	87,6%	

Datenquelle: SOEPv29, FiDv4.0 Wave 3 //

Haushaltstypen (Mann-Frau). Ausprägungen nach Erwerbstatus: Vollzeit (VZ), Teilzeit (TZ), nicht erwerbstätig oder geringfügig beschäftigt (NE). Bildung: niedrig (n), mittel (m), hoch (h) und Kohorte des Mannes (jung, mittel, alt). Paarhaushalte ohne und mit minderjährigen Kindern im Haushalt (zusammen 100%). Verheiratete und unverheiratete Paarhaushalte (zusammen 100%).

ihrer Partner abhängig und auf Umverteilung der Einkommen angewiesen.

Haushaltstypen nach Bildungskonstellationen weisen hingegen starke Symmetrien aus der Geschlechterperspektive auf. Bei dem als "assortative mating" bezeichneten Verhalten (siehe Schwartz und Mare, 2005; Grave und Schmidt, 2012) bilden sich insbesondere Paare mit gleich hohen Bildungsabschlüssen (fast 60% der Paare). Den Großteil der Haushalte (38%) machen mittel gebildete Paare aus, während hoch gebildete Paare ca. 18% ausmachen. Asymmetrien sind dennoch vorhanden: So hat in rund 20% der Haushalte der Mann einen höheren Abschluss, während in nur 6% der Fälle die Frau den höheren Abschluss hat.

T 3.6.2 Anteile von Haushaltstypen an Paarhaushalten

	ohne Kinder	mit Kindern	nicht verheiratet	verheiratet
Haushaltstypen nach Erwerbsstatus				
NE-NE	3,3%	2,3%	0,4%	5,1%
NE-TZ	1,3%	0,9%	0,2%	2,0%
NE-VZ	3,0%	1,1%	0,2%	380,0%
TZ-NE	0,3%	0,5%	0,0%	0,9%
TZ-TZ	0,3%	0,3%	0,0%	0,5%
TZ-VZ	0,6%	0,3%	0,0%	0,9%
VZ-NE	11,4%	22,4%	0,6%	33,4%
VZ-TZ	10,4%	15,3%	0,7%	25,2%
VZ-VZ	21,0%	5,2%	1,8%	24,2%
insgesamt	51,6%	48,4%	4,0%	96,0%
Haushaltstypen nach Bildung				
n-n	1,1%	1,7%	0,1%	2,6%
n-m	1,2%	1,4%	0,1%	2,4%
n-h	0,3%	0,3%	0,0%	0,5%
m-n	2,8%	2,3%	0,4%	4,7%
m-m	16,4%	16,1%	1,5%	31,2%
m-h	6,1%	5,0%	0,5%	10,5%
h-n	0,7%	0,6%	0,1%	1,3%
h-m	10,8%	10,2%	0,7%	20,3%
h-h	12,1%	10,9%	0,6%	22,5%
insgesamt	51,6%	48,4%	4,0%	96,0%
Haushaltstypen nach Kohorte des Mannes				
jung-*	10,6%	11,9%	0,4%	21,9%
mittel-*	11,9%	28,7%	1,9%	38,7%
alt-*	29,1%	7,9%	1,7%	35,4%
insgesamt	51,6%	48,4%	4,0%	96,0%

Datenquelle: SILC Welle 2010 //

Haushaltstypen (Mann-Frau). Ausprägungen nach Erwerbstatus: Vollzeit (VZ), Teilzeit (TZ), nicht erwerbstätig oder geringfügig beschäftigt (NE). Bildung: niedrig (n), mittel (m), hoch (h) und Kohorte des Mannes (jung, mittel, alt). Paarhaushalte ohne und mit minderjährigen Kindern im Haushalt (zusammen 100%). Verheiratete und unverheiratete Paarhaushalte (zusammen 100%).

Der Bildungsstatus ist in Bezug auf die Binnenverteilung von Haushaltseinkommen aus verschiedenen Gesichtspunkten relevant. Erstens gehen höhere Bildungsabschlüsse aufgrund von Bildungsprämien auf dem Arbeitsmarkt mit höheren individuellen Einkommen einher und zweitens kann die Verhandlungs- und Entscheidungsmacht im Haushalt durch den Bildungsstatus der Partner determiniert sein. Während "assortative mating" steigende Ungleichheit zwischen den Haushalten zur Folge hat (Greenwood u. a., 2014), verringert es die Ungleichheit innerhalb der Haushalte.

Für die Haushaltstypen nach Alterskohorte werden die Kohorten vereinfachend basierend auf dem Alter des Mannes festgelegt. Es werden keine

T 3.6.3 Vergleich Datenbasis

	SOEP, FiD 2012	SILC 2010	MZ 2005*	MZ 2011*
Haushaltstypen nach Erwerbsstatus				
NE-NE	4,5%	4,7%	6,7%	4,3%
NE-TZ	1,7%	1,9%	2,7%	1,9%
NE-VZ	2,4%	2,2%	2,4%	1,6%
TZ-NE	1,1%	1,1%	1,3%	1,6%
TZ-TZ	1,2%	0,5%	1,2%	2,1%
TZ-VZ	0,8%	0,7%	1,0%	1,4%
VZ-NE	37,4%	46,3%	30,6%	24,0%
VZ-TZ	36,2%	31,7%	38,2%	45,1%
VZ-VZ	14,6%	10,8%	16,0%	18,0%

Datenquelle: SOEPv29, FiDv4.0 Wave 3 // SILC 2010 //

Haushaltstypen (Mann-Frau). Ausprägungen nach Erwerbstatus: Vollzeit (VZ), Teilzeit (TZ), nicht erwerbstätig oder geringfügig beschäftigt (NE). Nur Paarhaushalte mit minderjährigen Kindern im Haushalt. Verheiratete und unverheiratete Paarhaushalte.

*Auswertungen aus dem Mikrozensus, Quelle: BMAS (2013), Tabelle B II.5.1 //

Paarkombinationen gebildet, da die Analyse sich hier nicht auf den Altersunterschied³⁴ zwischen Mann und Frau konzentriert.³⁵ Bei der Analyse der Verhandlungsmacht in Abschnitt 3.6.5 werden die Alterskohorten beider Partner wieder aufgenommen. Die Untersuchung von Kohorten wird vorgenommen, da sich mit zunehmendem Alter und Berufserfahrung die Einkommenspositionen von Individuen und Haushalten verbessern. Zusätzlich kann es reine Kohorteneffekte beispielsweise bei der Verhandlungsmacht geben.

34 In der untersuchten Stichprobe sind Männer im Durchschnitt 2,5 Jahre älter als ihre Partnerinnen. Bei Männern der jungen Kohorte ist der Altersunterschied geringer (1,2 Jahre), bei der mittleren beträgt er 2,2 Jahre und bei der alten Kohorte 3,3 Jahre.

35 Paarkombinationen sind bei der klassierten Variable Alterskohorte problematisch, da beispielsweise der Haushaltstyp mittel-jung nicht berücksichtigt, dass der Altersabstand der beiden Personen zwischen einem und 23 Jahren liegen kann.

3.6.2 Zeitverwendung

Vor der Untersuchung der Erwerbseinkommen und der Einkommensverteilung in den darauffolgenden Abschnitten wird in diesem Abschnitt zunächst auf die Zeitverwendung innerhalb des Haushaltes entlang der demographischen Haushaltstypen eingegangen. Für die Untersuchung der Zeitverwendung eignen sich das SOEP und die Ergänzungsstichprobe FiD, welche hier in der Welle 2012 verwendet werden.

Die Einbringung von Ressourcen passiert in Haushalten sowohl durch Arbeit auf dem Arbeitsmarkt, das heißt durch Besteuerung von Erwerbseinkommen, als auch durch Arbeit zuhause. Die heimische Produktion von Gütern und Dienstleistungen ist monetär schwer zu messen und damit mit dem Erwerbseinkommen nicht direkt vergleichbar. In diesem Abschnitt untersuchen wir Tätigkeiten und Zeitverwendung von Personen in Paarhaushalten, die der Heimarbeit, das heißt Besorgungen, Hausarbeit (im engeren Sinne), Kinderbetreuung, Pflege von Angehörigen und Reparaturen, zugerechnet werden können.

Abbildung 3.6.1 zeigt die Verteilung der Zeitverwendung entlang der Haushaltstypen und aus der Geschlechterperspektive. Aufgeführt sind die durchschnittlichen mit der jeweiligen Tätigkeit verbrachten Stunden an typischen Werktagen (ohne Samstag und Sonntag). Die angegebenen Stunden werden in diesem Abschnitt illustrativ aufsummiert. Zu beachten ist jedoch, dass bestimmte Tätigkeiten nicht unbedingt exklusiv

durchgeführt werden, sondern auch parallel geschehen können ("Multitasking"). Bei vollzeiterwerbstätigen Männern in Paarhaushalten ergeben sich so etwa drei Stunden täglich, die der Heimarbeit zugezählt werden können. Dies und die jeweilige Zusammensetzung sind jedoch unabhängig vom Erwerbsstatus der Frau. Nicht erwerbstätige Männer verbringen täglich etwa sechs Stunden mit Heimarbeit. Bei vollzeiterwerbstätigen Frauen variiert der Anteil der Heimarbeit zwischen drei (bei VZ Mann) und fünf Stunden. Nicht erwerbstätige Frauen sind durchschnittlich etwa zehn Stunden mit Tätigkeiten der Heimarbeit beschäftigt. In diesen Fällen sind die Zeitaufwendungen von Frauen für Kinderbetreuung sehr hoch. Insgesamt ist festzustellen, dass bei allen Erwerbszeitkonstellationen die Frauen einen größeren Anteil der Zeit für Heimarbeit aufwenden als Männer.³⁶ Diese starken Unterschiede finden sich insbesondere durch Kinderbetreuung und Hausarbeit (im engeren Sinne) begründet. Hingegen unterscheiden sich Männer und Frauen bezüglich Freizeit (etwa zwei Stunden je Werktag) nicht besonders.

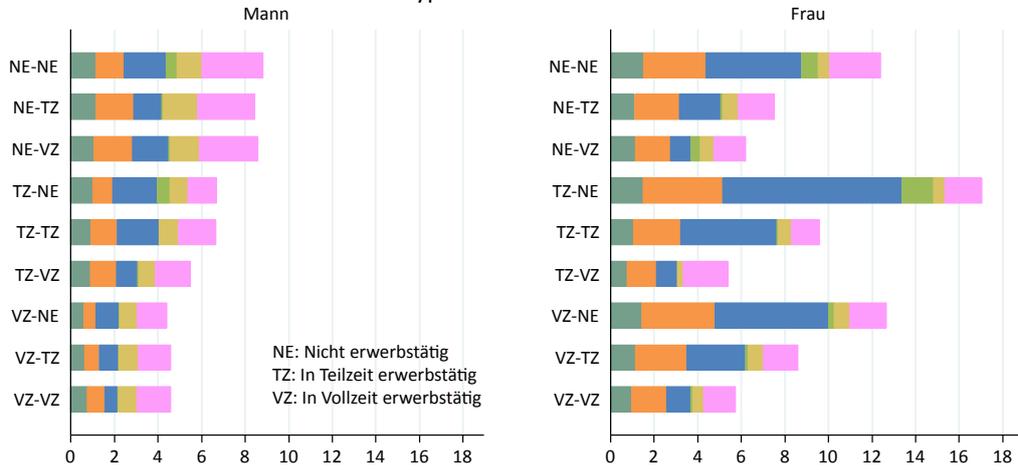
Auch entlang der Haushaltstypen nach Bildung zeigt sich durch die Positionen Hausarbeit und Kinderbetreuung ein stets größerer Zeitaufwand der Frauen als der Männer. Sowohl für Frauen als auch für Männer ist die Zeitverwendung für Heimarbeit mit höherem eigenen Bildungsniveau geringer. Bei der Betrachtung der Haushaltstypen nach Kohorte des Mannes zeigt sich, dass Kinderbetreuung insbesondere in der jungen Kohorte und etwas weniger auch in der mittleren Kohorte wichtig ist.

36 Dies stimmt mit Befunden der Zeitverwendungserhebung 2012/2013 (Statistisches Bundesamt, 2015) überein, nachdem in Paaren mit Kindern Frauen für Haushaltsführung und Betreuung der Familie durchschnittlich 5:46 Stunden und Männer nur 3:01 Stunden täglich aufwenden und bei Paaren ohne Kinder 3:58 Stunden, während Männer 2:51 Stunden aufwenden.

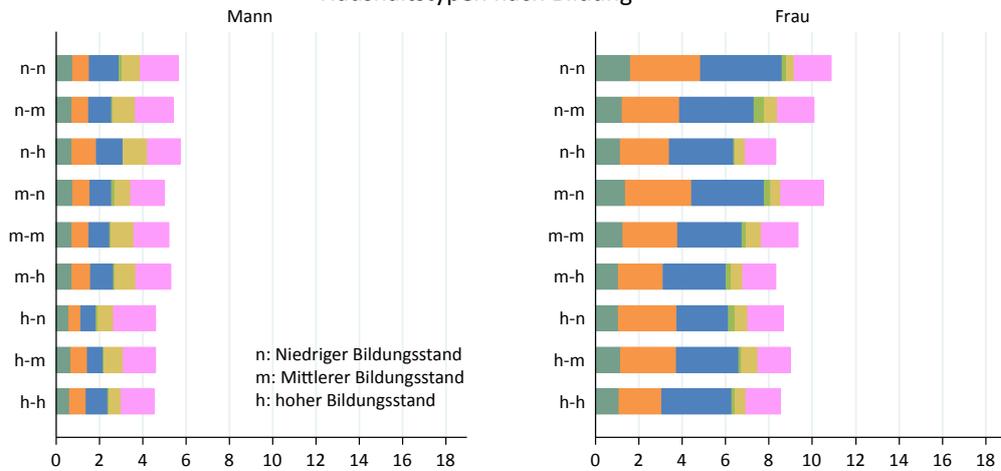
A. 3.6.1

Zeitverwendung nach Geschlecht und Haushaltstyp in Stunden pro Werktag

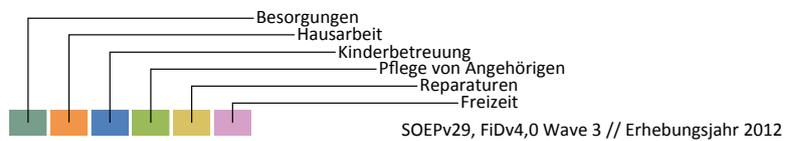
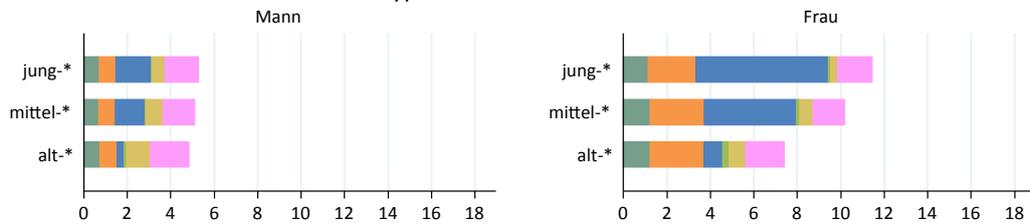
Haushaltstypen nach Erwerbsstatus



Haushaltstypen nach Bildung



Haushaltstypen nach Kohorte des Mannes



3.6.3 Brutto- und Nettoeinkünfte entlang der Haushaltstypen

Dieser Abschnitt untersucht, wie sich die Bruttohaushaltseinkünfte sowie Nachsteuereinkünfte inklusive Transfers entlang der demographischen Haushaltstypen verteilen. Hierzu werden für die drei Gruppen von Haushaltstypisierungen Mittelwerte und Median des verfügbaren Haushaltseinkommens vor sowie nach Steuern und Transfers ausgegeben. Dadurch wird abgebildet, welche Einkünfte die verschiedenen Haushaltstypen zur Verfügung haben und welche Haushaltstypen eher von Transferleistungen betroffen sind.

Die Ergebnisse werden in Abbildungen 3.6.2 bis 3.6.3 für die Datensätze SOEP sowie SILC dargestellt. Zu beachten ist, dass sich SOEP auf Einkommensinformationen aus dem Jahr 2011 und SILC auf Einkommensinformationen aus 2009 beziehen und damit nicht direkt vergleichbar sind.

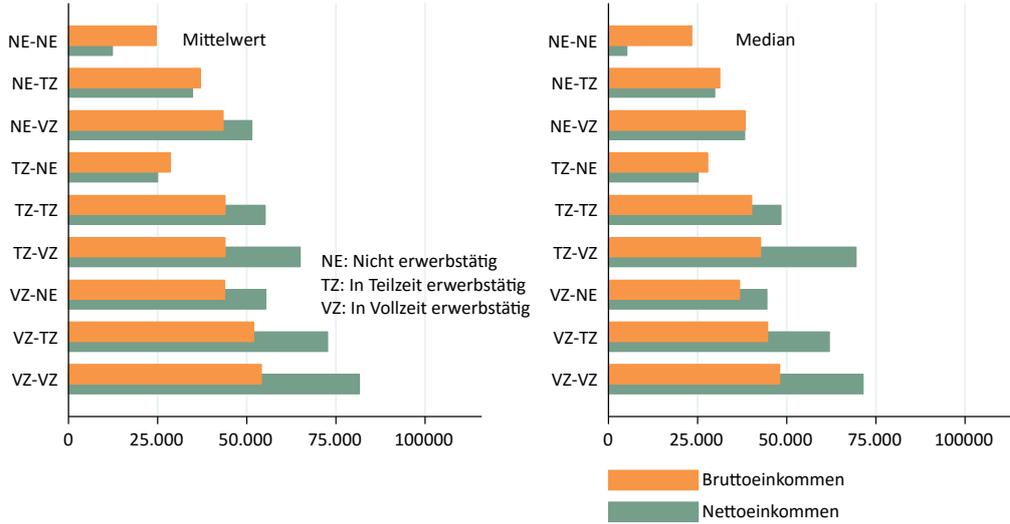
Entlang der Erwerbszeitkombinationen ergeben sich Einkommensunterschiede insbesondere durch die Variation der auf dem Arbeitsmarkt angebotenen Arbeitsstunden. Die niedrigen Einkommenspositionen nehmen Haushalte ein, in denen keiner der Partner in Vollzeit erwerbstätig ist. Von diesen Haushalten bilden Haushalte mit mindestens einem nicht erwerbstätigen Partner (NE-NE, NE-TZ, TZ-NE) die Gruppe der durchschnittlichen Transferempfänger. Die höheren verfügbaren Einkommen nach Steuern haben Haushalte, in denen mindestens eine Person vollzeittätig und der Mann mindestens teilzeitbeschäftigt ist. Bei höherer Erwerbsbeteiligung der Frau ergeben

sich durchschnittlich auch deutlich höhere gemeinsame Einkünfte. Interessant ist in Hinblick auf die Einkommenspositionen die Untersuchung der Symmetrie von männlichen und weiblichen Erwerbszeitkombinationen. Beispielsweise zeigt sich, dass Einverdienerhaushalte, bei denen die Frau in Vollzeit arbeitet (NE-VZ), mit etwas geringeren Einkünften auskommen müssen als Haushalte, bei denen nur der Mann Vollzeit arbeitet (VZ-NE). Ähnliches gilt für Zuverdienerhaushalte, in denen die Frau in Teilzeit arbeitet und der Mann in Vollzeit (VZ-TZ).

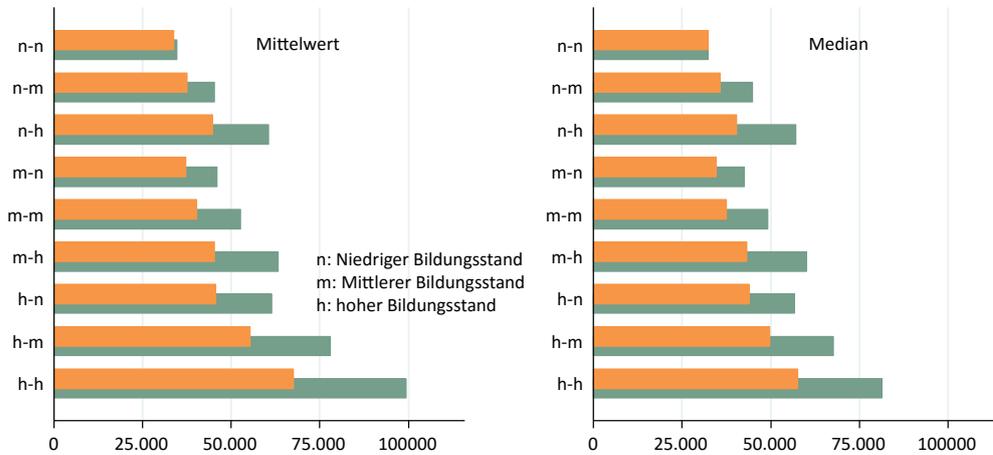
Bei Haushaltstypen nach Bildung zeigen sich Unterschiede in den Bruttoeinkünften insbesondere auf Grund von Bildungsprämien. Die weit höchsten Bruttoeinkommen erzielen Haushalte, in denen beide Partner hohe Bildungsabschlüsse innehaben (h-h). Symmetrische Bildungskombinationen ergeben bei mittel und niedrig gebildeten Personen (m-n und n-m) sowie bei Kombinationen von hohen und niedrigen Bildungsabschlüssen (n-h und h-n) etwa gleiche durchschnittliche Einkünfte. Hingegen verfügen Haushalte, in denen der Mann einen hohen und die Frau einen mittleren Bildungsabschluss hat (h-m), über deutlich höhere Einkommen als im umgekehrten Fall (m-h).

Haushalte der jungen Kohorte haben geringere durchschnittliche Einkommen als Haushalte der mittleren und älteren Kohorte, zwischen denen wiederum keine deutlichen Unterschiede im durchschnittlichen Haushaltseinkommen bestehen. Dieser Befund ist konsistent mit einer zunehmenden Entlohnung über das Lebensalter, zum Beispiel aufgrund von Berufserfahrung.

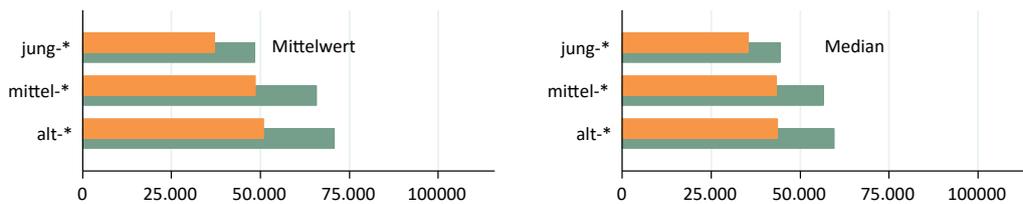
Haushaltstypen nach Erwerbsstatus



Haushaltstypen nach Bildung

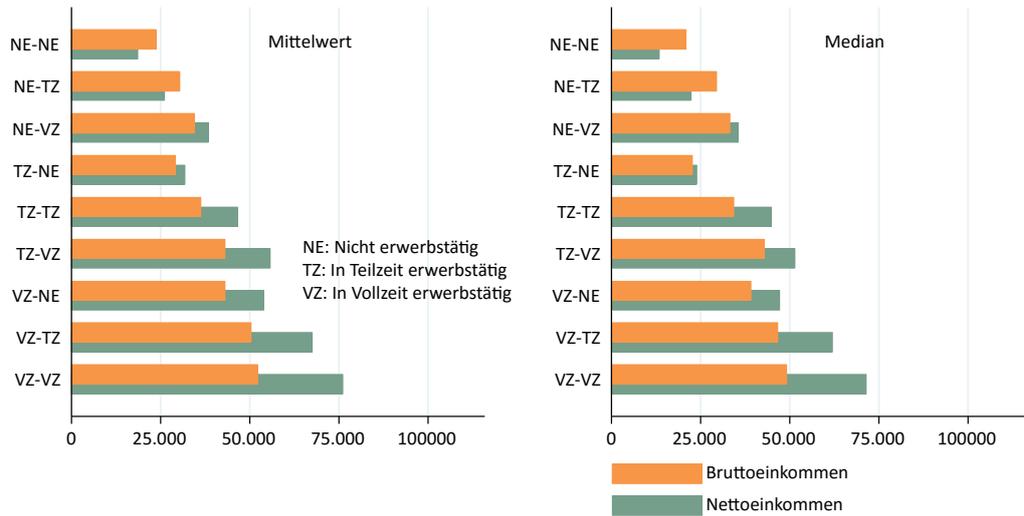


Haushaltstypen nach Kohorte des Mannes

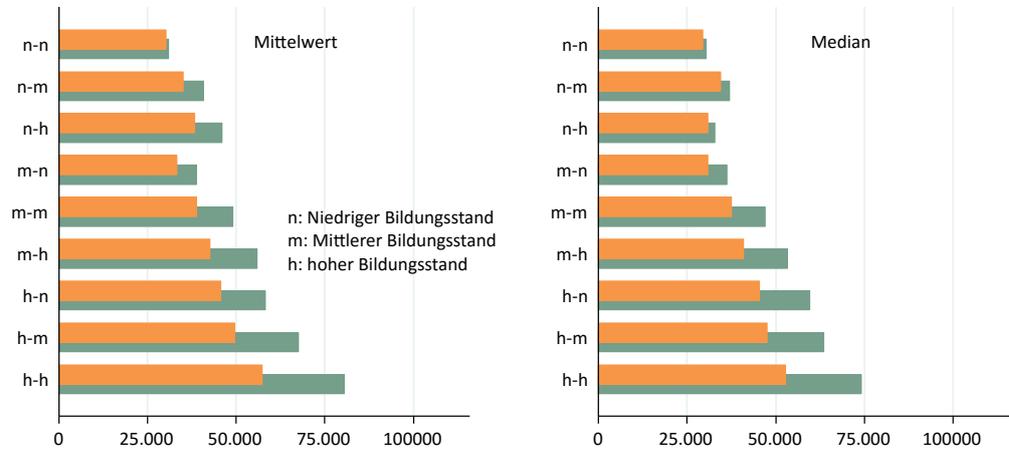


SOEPv29 // Erhebungsjahr 2012, Einkommensinformationen 2010

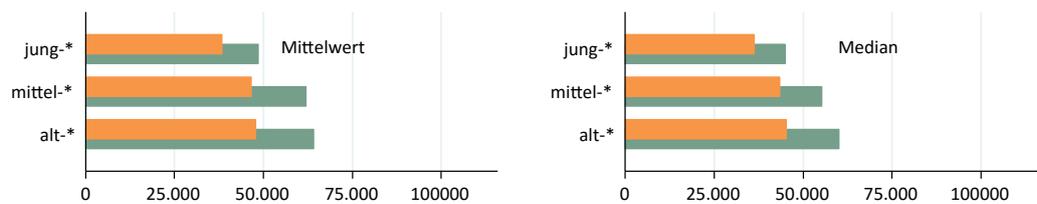
Haushaltstypen nach Erwerbsstatus



Haushaltstypen nach Bildung



Haushaltstypen nach Kohorte des Mannes



SILC 2010 // Erhebungsjahr 2010, Einkommensinformationen 2009

3.6.4 Aufteilung der Bruttoeinkommen

In der weiteren Analyse wird eine Zerlegung der Bruttoeinkünfte innerhalb des Haushaltes vorgenommen.

Ausgangspunkt für die Analyse sind die Bruttoarbeitseinkommen von Frau und Mann. Einkommen aus anderen Einkunftsarten werden dabei generell als "anderes Einkommen" typisiert. Hinter diesen anderen Einkünften stehen beispielsweise Kapitaleinkommen oder auch private Transferleistungen.

Die Ergebnisse werden in Abbildungen 3.6.4 und 3.6.5 für die Datensätze SOEP sowie SILC dargestellt.

Dieser Abschnitt zerlegt für die Haushaltstypen (Gruppen) nach Erwerbszeitkombinationen, Bildung und Kohorten die Bruttoeinkünfte in

die mittleren männlichen, weiblichen und anderen Einkommen in der Gruppe absolut sowie

die Mittelwerte der Anteile der männlichen, weiblichen und anderen Einkommen am jeweiligen Haushaltseinkommen.

Während die erste Darstellung die Mittelwerte der Gruppe selbst widerspiegelt, sind die Anteile in der zweiten Statistik für jeden Haushalt separat berechnet.³⁷ Das Gesamteinkommen in jedem Haushalt wird demnach auf 100 Prozent normalisiert. Die Anteile berücksichtigen somit Heterogenität in den Gesamteinkünften innerhalb der Gruppe.

Anhand der Haushaltstypen nach Erwerbsstatuskombinationen von Frau und Mann lassen sich insbesondere Asymmetrien in den Arbeitseinkommen untersuchen. Diese ergeben sich beispielsweise dadurch, dass Frauen bei gleicher Arbeitszeit

häufiger in geringer entlohnten Beschäftigungen tätig sind. Zur Entwicklung der Lohnlücke zwischen Männern und Frauen siehe beispielsweise Lauer (2000) und Antonczyk, Fitzenberger und Sommerfeld (2010). Gründe für diesen Lohnunterschied zwischen Männern und Frauen können, neben Unterschieden in Bildung und weiteren Einflussfaktoren auf den "gender wage gap", hier insbesondere auch das durchschnittlich höhere Alter von Männern in Paarhaushalten sein. Ähnlich geht auch die Geburt von Kindern mit einer geringeren durchschnittlichen Berufserfahrung von Frauen einher und impliziert geringere Löhne auf dem Arbeitsmarkt. Falls die privaten Konsummöglichkeiten stark von der Höhe oder dem Anteil des Bruttoeinkommens sowie der Verhandlungsmacht abhängen und nur geringe Umverteilung innerhalb des Haushaltes stattfindet, sind die Bruttolöhne für die Ungleichverteilung innerhalb des Haushaltes relevant. Zunächst wird auffällig, dass in der Gruppe der Haushalte, bei denen die Partner gleiche Erwerbszustände haben, die durchschnittlichen männlichen Einkommen tendenziell etwas höher sind als die der Frauen. In der Gruppe der Zweiverdienerhaushalte (VZ-VZ) ist der durchschnittliche Anteil der Männer am Haushaltsbruttoeinkommen etwas mehr als 50%, während das der Frauen ca. 43% ausmacht. Bezüglich der deutlich kleineren Gruppe der Haushalte mit zwei Teilzeit-Verdienern (TZ-TZ) weist das SOEP einen leicht höheren Anteil bei Frauen aus (50% gegenüber 40% bei Männern), während der SILC-Datensatz umgekehrt ein Verhältnis von 40% (mittlerer Anteil der männlichen Einkommen) zu 50% ausweist. Bei Haushalten, in denen beide Partner nicht erwerbstätig oder nur geringfügig beschäftigt sind (NE-NE), besteht das Bruttoeinkommen des Haushaltes zu fast 70% aus Einkommen aus anderen Quellen. Die Haushaltskombinationen VZ-TZ und TZ-VZ sind in den Gesamteinkommen nicht symmetrisch. So ist der mittlere Anteil bei vollzeitbeschäftigtem Mann 68% und bei vollzeitbeschäftigter Frau 62% am Bruttoeinkommen. Auch absolut hat der Haushaltstyp TZ-VZ insgesamt eine geringere Position in der Einkommensverteilung. Bei der Kombination einer in Vollzeit und einer nicht oder nur geringfügig erwerbstätigen Person ist der Einkommensanteil des Mannes jeweils etwa vier Prozentpunkte höher als der Anteil der Frau. Insgesamt zeigt sich, dass Frauen, bei gleichen Erwerbsstadien, durchschnittlich weniger Einkommen haben als Männer und somit ein etwas geringerer Anteil am Haushaltsbrutto-

37 Unterschiede in den Anteilen ergeben sich beispielsweise durch Ausreißer in Einkünften bei einem Geschlecht: Es gibt einige Haushalte mit hohem Einkommen des Mannes. Dies zieht die mittleren männlichen Einkommen innerhalb der Gruppe hoch. Der mittlere Anteil am Haushaltseinkommen wird entsprechend der Berechnung jedoch nicht durch Ausreißer in einzelnen Haushalten beeinflusst.

einkommen zunächst "durch ihre Hände fließt". Dieser Befund kann einen Einfluss auf die Binnenverteilung von Einkommen im Haushalt haben. Erstens haben Frauen auf einen geringeren Betrag Zugriff, über den sie entscheiden können, ob ein Teil in das gemeinsame Haushaltsbudget einfließt und welcher Teil für den individuellen Konsum vorbehalten wird - dieser Zusammenhang wird im folgenden Abschnitt untersucht. Zweitens könnte die Entscheidungsposition über das gemeinsame Haushaltsbudget für Frauen schlechter ausfallen, wenn sie einen geringeren Anteil in das gemeinsame Budget einbringen können (Vgl. Browning u. a., 1994).

Bei der Zerlegung der Bruttolöhne nach Bildung und Kohorte ergeben sich Ungleichverteilungen innerhalb eines Haushaltstyps insbesondere durch die geringere Arbeitsmarktteilnahme von Frauen. Die Anteile der männlichen Erwerbseinkommen liegen in allen Bildungsgruppen recht hoch, zwischen 55% und 70%. Außerdem unterscheiden sich diese Verteilungen nach Bildungsgrad. So zeigt sich, dass der Anteil am Bruttoeinkommen bei höherer Bildungsgruppe eines Partners steigt. Dies kann einerseits an der zusätzlichen Entlohnung von Bildungsabschlüssen liegen, kann aber auch die stärkere Erwerbsbeteiligung bei höherer Bildung widerspiegeln.

3.6.5 Verhandlungsmacht innerhalb des Haushaltes

Um Aufschluss über die Verteilungs- und Entscheidungsprozesse innerhalb des Haushaltes zu geben, stehen in einem Zusatzmodul der Welle 2010 der EU-SILC-Daten verschiedene Fragen zur Verfügung. Auf Grundlage dieser Daten untersuchen wir den Zusammenhang von Entscheidungsergebnissen und demographischen Variablen. Der Fokus der Analyse liegt dabei auf der Entscheidung innerhalb der Haushalte, welcher Teil des Einkommens dem gemeinsamen Haushaltsbudget zur Verfügung steht und welcher Teil nicht mit eingebracht wird. Anders als in der Literatur oft üblich (Lise und Seitz, 2011), ist dies keine Aufteilung in männlichen und weiblichen Konsum. Vielmehr soll diese Analyse die Menge, die prinzipiell beiden Personen gleichermaßen zur Verfügung steht, identifizieren. Im darauf folgenden Abschnitt wird die hier vorgenommene Quantifizierung verwendet, um ausgehend vom Nettoeinkommen die Auf-

teilung in private und vergemeinschaftliche Einkommen nach Haushaltstypen anzugeben.

Es werden zwei Konzepte untersucht, die folgende Prozesse innerhalb des Haushaltes widerspiegeln:

- Ein Aufteilungsfaktor der verfügbaren Nettoeinkommenssumme in jeweils private Verfügung von Frau und Mann sowie vergemeinschaftliche Ressourcen.
- Ein Indikator für generelle Entscheidungsmacht, die bei der Verteilung von Gütern und Aufgaben und finanziellen Entscheidungen relevant ist.

Anhand des Aufteilungsfaktors soll untersucht werden, wie viel der individuell beigesteuerten Einkommen innerhalb des Haushaltes vergemeinschaftlich werden, d.h. zur Umverteilung und Angleichung von Konsummöglichkeiten genutzt werden, und welcher Teil ex ante exklusiv individuellem Konsum zugewiesen wird. Beispielsweise können Personen in einem Haushalt einen Teil ihres individuellen Einkommens dem individuellen Konsum vorbehalten, einen Teil vergemeinschaftlichen oder einen Teil des eigenen Einkommens dem exklusiven Konsum des Partners zuweisen. Der Aufteilungsfaktor hier ist so definiert, dass er denjenigen Anteil angibt, der vom Beitrag des individuellen Arbeitseinkommens am Haushaltseinkommen (nach Steuern und Transfers) zum exklusiven individuellen Konsum vorbehalten wird.

Der Indikator für Entscheidungsmacht gibt eher indirekt Aufschluss über individuelle Konsummöglichkeiten. Möglicherweise bildet aber dieser Indikator Ungleichgewichte bei größeren finanziellen Entscheidungen, aber auch bei alltäglichen kleineren Entscheidungen wie Einkäufen ab. Wie genau mit dem Teil des Gesamteinkommens der Partner verfahren wird, der als gemeinsames Haushaltsbudget betrachtet wird, kann ohne genaue Konsumdaten nicht abschließend geklärt werden. Aus diesem Grund untersuchen wir, welche Möglichkeiten Frauen und Männer angeben, über Ausgaben für ihren persönlichen Bedarf alleine zu entscheiden.

Aus der Geschlechterperspektive ist wiederum interessant, ob die Verteilung der Verhandlungsmacht abhängig von den Haushaltstypen ist, sowie ob symmetrische Haushaltstypen gleiche

Verteilungen der Verhandlungsmacht aufweisen. Neben der Darstellung der Indikatoren nach ausgewählten Haushaltstypen (Erwerbsstatus, Bildung, Kohorte) führen wir Regressionen durch, die die Zusammenhänge von Verhandlungsmacht und weiteren demographischen Merkmalen multivariat betrachten.

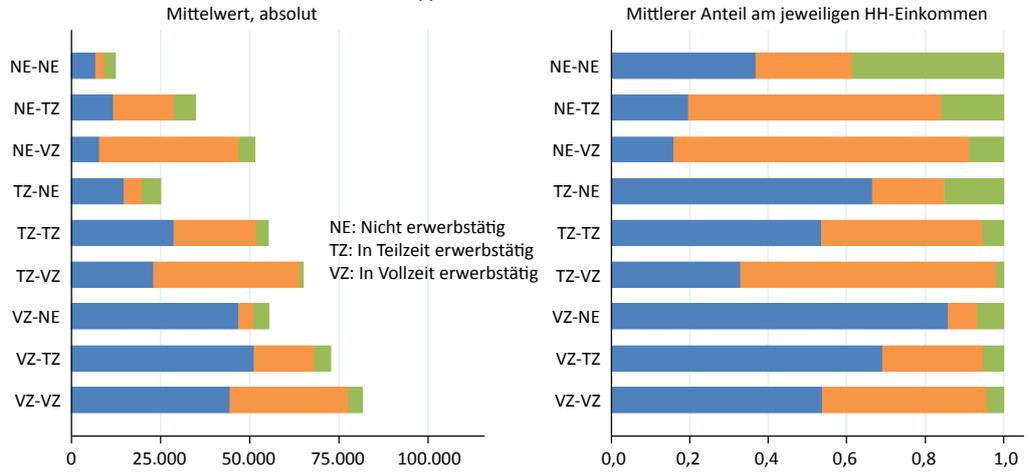
Für die Erstellung eines Aufteilungsfaktors bietet sich eine Frage in den SILC-Daten an, in der die Haushaltsmitglieder angeben sollen, welcher Anteil des persönlichen Einkommens nicht in das gemeinsame Haushaltsbudget einfließen (siehe Tabelle 3.6.4). Der überwiegende Teil der Personen in Paarhaushalten gibt an, dass das gesamte persönliche Einkommen in das gemeinsame Haushaltsbudget einfließt. Insgesamt behalten jeweils ca. 23 Prozent der Männer und Frauen einen Teil für den exklusiven privaten Konsum für sich. Es gibt eine Minderheit von jeweils ca. drei bis vier Prozent, die das gesamte persönliche Einkommen für sich behalten. In dieser Dimension gibt es keine starken Unterschiede zwischen Männern und Frauen. Allerdings haben in 14% der Haushalte die Frauen kein eigenes Einkommen, das zuerst "durch ihre Hände fließt", während dies nur auf weniger als zwei Prozent der Männer zutrifft. In diesen Haushalten haben die Frauen keine Möglichkeit, einen privaten Teil vorzubehalten über dessen Aufteilung nicht im Rahmen des Haushaltsbudgets entschieden wird. Tabelle 3.6.4 zeigt auch unsere Quantifizierung für die Erstellung des einfachen kardinalen Aufteilungsfaktors, der den privaten exklusiven Konsum angibt welcher in Abschnitt weiter untersucht wird. Der Korrelationskoeffizient der Aufteilungsfaktoren beträgt 0,59, das heißt Männer und Frauen geben häufig gleiche oder ähnliche Anteile an, die sie privat halten.

Tabelle 3.6.5 zeigt lineare Regressionsanalysen zum Zusammenhang des (in der vorigen Tabelle vorgestellten) Aufteilungsfaktors für Männer (Spalte 1) und Frauen (Spalte 2) mit demographischen Variablen. Wie bereits erwähnt, ist der so berechnete, exklusiv privat gehaltene Anteil sehr klein und beträgt durchschnittlich 9% für Männer und 8% für Frauen in Haushalten der mittleren Kohorte, in denen beide Vollzeit erwerbstätig sind, mittel gebildet sind, verheiratet sind und minderjährige Kinder haben. In Haushalten ohne minderjährige Kinder ist der privat gehaltene Anteil von Männern und Frauen jeweils um ca. 11 Prozentpunkte höher. Bei nicht verheirateten Paare geben

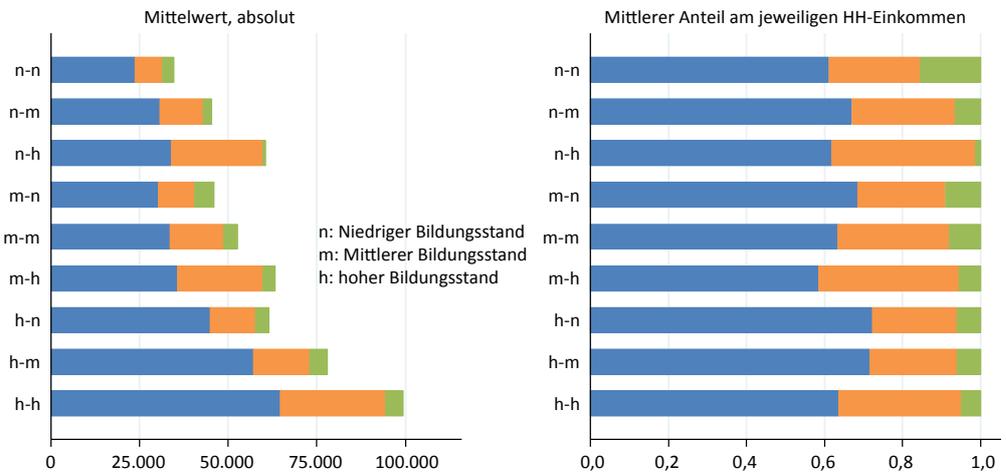
Frauen zudem an, durchschnittlich ca. 13 Prozentpunkte mehr ihres eigenen Einkommens privat zu halten, Männer hingegen 16 Prozentpunkte. In Haushalten, in denen die Frau Teilzeit, geringfügig oder nicht erwerbstätig ist, ist der privat gehaltene Teil bei beiden Geschlechtern durchschnittlich um ca. fünf bis sieben Prozentpunkte geringer. Keine signifikanten Abweichungen von der Referenzgröße von ca. 8 bis 9 Prozent scheint es für die wenigen Fälle zu geben, in denen der Mann nicht in Vollzeit berufstätig ist. Bei Betrachtung des Alters der Partner zeigen sich ebenfalls symmetrische Kohorteneffekte: In jüngeren Haushalten behalten Männer und Frauen einen größeren Einkommensteil für sich als ältere Paare. Hinsichtlich der Aufteilung des eigenen Einkommens scheint es keinen Zusammenhang mit der Höhe des eigenen Bildungsabschlusses zu geben. Jedoch behalten Frauen mit einem höher gebildeten Mann einen um durchschnittlich drei Prozentpunkte höheren Anteil für sich.

Auf gleiche Weise haben wir Analysen zur Entscheidungsmacht über Ausgaben zu privatem Konsum durchgeführt. Dazu verwenden wir die Fragestellung "Können Sie über Ausgaben für Ihren persönlichen Bedarf alleine entscheiden? Gemeint sind hier Ausgaben für Kleidung, Freizeitaktivitäten, Körperpflege sowie Genussmittel." im Zusatzmodul 2010 der SILC-Daten. Diese Frage umfasst ein deutlich weiteres Konzept als der zuvor besprochene Aufteilungsfaktor, da die Antwortmöglichkeiten unabhängig vom eigenen Einkommen definiert sind. Die weit überwiegende Antwort ist "Ja, immer oder fast immer" (94,7% der Frauen, 93% der Männer). Die Antwort "Ja, manchmal" (4,9% der Frauen, 6% der Männer) wird seltener gegeben und mit "Selten oder nie" wird nur in wenigen Fällen (0,4% der Frauen, 1% der Männer) geantwortet. Bei einer ähnlichen Übersetzung in eine kardinale Skala wie im vorherigen Abschnitt (die mittlere Ausprägung wird als 0,5 kodiert) ergibt sich ebenfalls eine starke positive Korrelation zwischen den Angaben von Männern und Frauen (Koeffizient von 0,43). Regressionsergebnisse für die Zusammenhänge mit demographischen Charakteristika sind in Tabelle 3.6.5. für Männer (Spalte 3) und Frauen (Spalte 4) zu finden. Demnach sind es Personen in Haushalten, in denen eine oder beide Personen nicht oder nur geringfügig erwerbstätig sind, die tendenziell häufiger angeben, selten oder nie über Ausgaben für den eigenen persönlichen Bedarf entscheiden

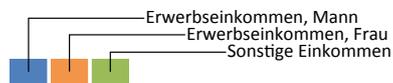
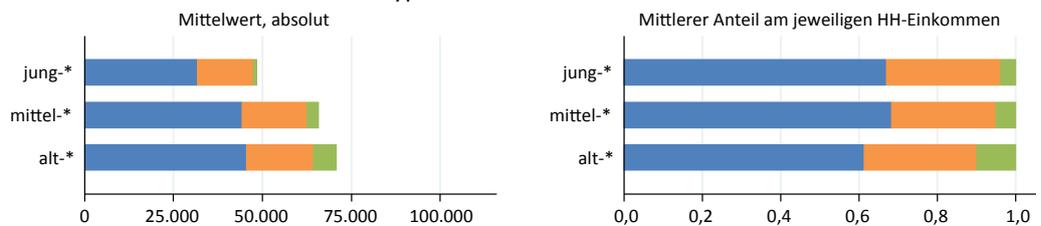
Haushaltstypen nach Erwerbsstatus



Haushaltstypen nach Bildung

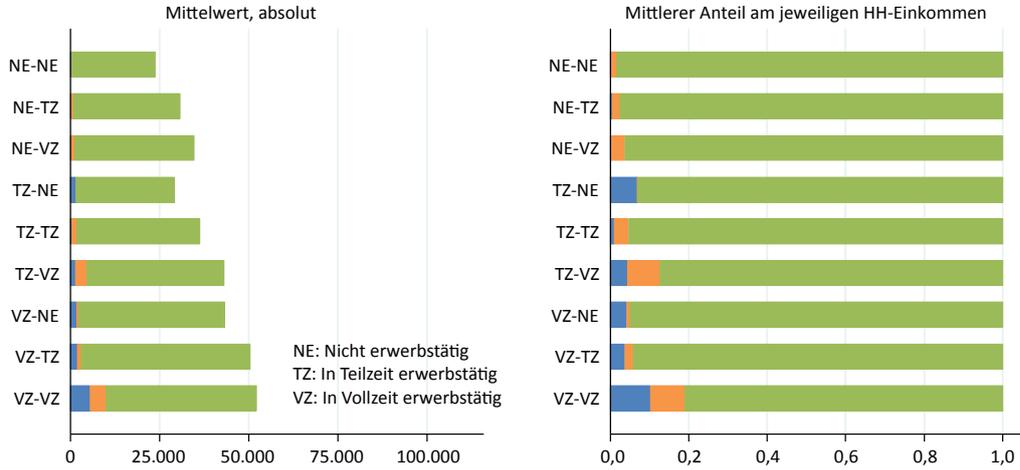


Haushaltstypen nach Kohorte des Mannes

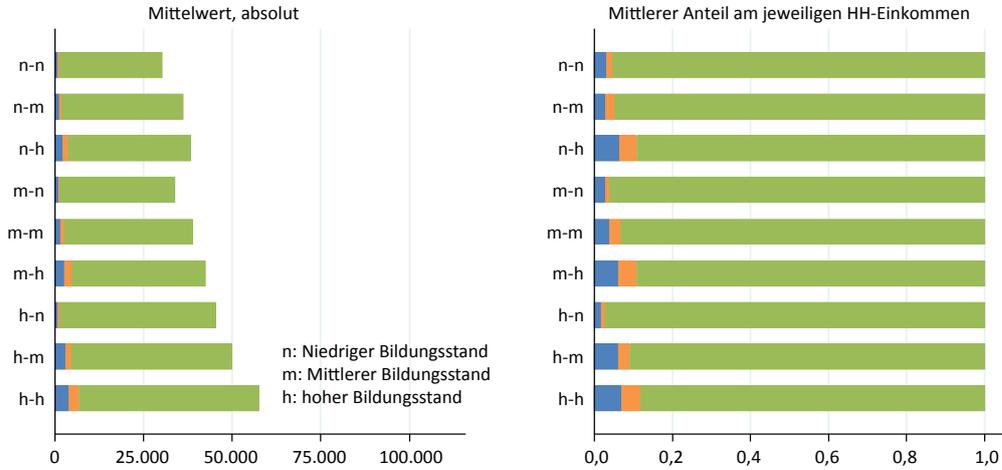


SOEPV29 // Erhebungsjahr 2012, Einkommensinformationen 2010

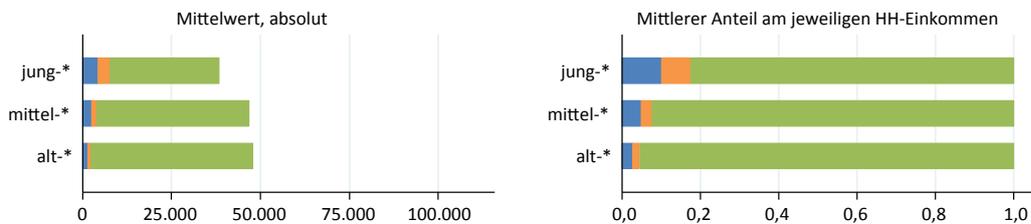
Haushaltstypen nach Erwerbsstatus



Haushaltstypen nach Bildung



Haushaltstypen nach Kohorte des Mannes



SILC 2010 // Erhebungsjahr 2010, Einkommensinformationen 2009

T 3.6.4

Aufteilung des Einkommen in private gemeinschaftliche Ressourcen

Gefragt wurden verheiratete und unverheiratete Paar-haushalte ohne und mit minderjährigen Kindern im Haushalt: "Welcher Anteil Ihres persönlichen Einkommens fließt nicht in das gemeinsame Haushalts-budget ein?"

Antworten	Männer	Frauen	Quantifizierung
Mein gesamtes persönliches Einkommen	3,3%	3,8%	1,00
Mehr als die Hälfte	6,9%	6,6%	0,75
Etwa die Hälfte	4,5%	6,4%	0,50
Weniger als die Hälfte	8,1%	6,7%	0,25
Mein gesamtes persönliches Einkommen fließt in das gemeinsame Haushaltsbudget.	75,6%	62,9%	0,00
Ich habe kein persönliches Einkommen.	1,6%	13,6%	0,00

Datenquelle: SILC Welle 2010 // Personenfragebogen Zusatzmodul 2010

zu können. Darüber hinaus geben Männer mit höherem eigenen Bildungsstand häufiger an, persönliche Ausgabenentscheidungen treffen zu können. Frauen mit geringem eigenen Bildungsabschluss geben ebenfalls seltener an, alleine Konsumententscheidungen treffen zu können.

Abschließend untersuchen wir einen Indikator für allgemeine Entscheidungsmacht. Wir verwenden dazu die Fragestellung "Wer in Ihrem Haushalt trifft im Allgemeinen die Entscheidungen?", ebenfalls aus dem Personenfragebogen des SILC-Zusatzmoduls 2010. Die Antwortmöglichkeiten sind "eher ich", "beide", "eher mein Partner". Etwa jeweils 89% der Männer und Frauen geben an, dass beide im Allgemeinen die Entscheidungen treffen. Andernfalls sind es eher die Frauen, die die Ent-

scheidungen treffen: 8% der Männer sagen dies, während 7% der Frauen dies von sich sagen. Die genannten Entscheidungspersonen müssen nicht übereinstimmen, dennoch liegt eine hohe, wegen der reziproken Antworten negative, Korrelation vor. Das heißt die Partner sind sich häufig einig bezüglich dieser Fragestellung. Für die Regressionsanalyse wird eine Skala von -1 bis 1 erstellt, welche die generelle Verteilung der Entscheidungsmacht zwischen Mann und Frau (hier aus Sicht der Frau) im Haushalt angeben soll. Der Wert -1 wird dabei beispielsweise angenommen, wenn beide Partner angeben, dass der Mann im Allgemeinen die Entscheidungen trifft und 1, wenn beide die Frau angeben.³⁸ Die Ergebnisse dieser linearen Regression befindet sich in Tabelle 3.6.5 (Spalte 5). Demnach haben die Frauen in den Referenzhaushalten eine stärkere Entscheidungsmacht als Männer. Insgesamt sind die Unterschiede zu anderen Haushaltstypen gering. In Haushalten mit Kindern ist die Entscheidungsmacht von Frauen etwas höher. Bezüglich der Kohorten und des Familienstandes gibt es keine Unterschiede. In Haushalten, in denen die Frau nicht oder nur geringfügig erwerbstätig ist, ist die Entscheidungsmacht der Frau etwas höher. Bildung spielt eine Rolle bei der Entscheidungsmacht: Die Entscheidungsmacht ist geringer bei Frauen mit niedrigem Bildungsabschluss oder wenn ihr Partner einen hohen Bildungsabschluss hat.

38 Die Entscheidungsmacht ist auf 0 zentriert, wenn beide Partner angeben, dass beide die Entscheidungen treffen oder wenn beide Partner genau gegenteilige Antworten geben. Wir kodieren die Ausprägung 0,5 bzw. -0,5 wenn es sich um abweichende Antworten mit Tendenz zur Frau bzw. Mann handelt.

T 3.6.5

Regressionsanalysen zur Aufteilung von Einkommen sowie Entscheidungsmacht,
Zusammenhänge mit Haushaltsmerkmalen

		Anteil separat gehalten vom persönlichen Einkommen		Möglichkeit Entscheidung für persönliches Konsum		Entscheidungen im Allgemeinen
		(1) Mann	(2) Frau	(3) Mann	(4) Frau	(5) Frau
Bildung						
Mann:	niedrig	0.0267 (0.0179)	0.0280 (0.0188)	-0.0464 *** (0.0107)	-0.0290 *** (0.00871)	0.0357 (0.0216)
	hoch	0.0181 * (0.00840)	0.0336 *** (0.00877)	0.0220 *** (0.00499)	0.00976 * (0.00408)	-0.0286 ** (0.0101)
Frau:	niedrig	-0.0301 * (0.0149)	-0.0140 (0.0155)	-0.0333 *** (0.00881)	-0.0589 *** (0.00719)	-0.0477 ** (0.0178)
	hoch	0.0162 (0.00887)	0.0126 (0.00926)	-0.00153 (0.00527)	-0.00317 (0.00431)	0.0161 (0.0106)
Alterskohorte						
Mann:	jung (25 – 36 Jahre)	0.0623 *** (0.0143)	0.0730 *** (0.0149)	0.00886 (0.00851)	0.00244 (0.00696)	0.00878 (0.0172)
	alt (49 - 60 Jahre)	-0.0444 *** (0.0126)	-0.0312 * (0.0132)	0.00923 (0.00751)	0.00772 (0.00613)	-0.00222 (0.0152)
Frau:	jung (25 – 36 Jahre)	0.0682 *** (0.0134)	0.0728 *** (0.0140)	-0.0165 * (0.00797)	-0.00706 (0.00652)	-0.00103 (0.0161)
	alt (49 - 60 Jahre)	-0.0465 *** (0.0130)	-0.0441 ** (0.0135)	-0.00362 (0.00772)	-0.00586 (0.00630)	0.00687 (0.0156)
Erwerbsstatus						
Mann:	Teilzeit	0.00956 (0.0256)	-0.0203 (0.0268)	-0.00806 (0.0153)	-0.0156 (0.0125)	-0.0526 (0.0308)
	nicht erwerbstätig	-0.0233 (0.0124)	-0.0164 (0.0129)	-0.0411 *** (0.00737)	-0.0318 *** (0.00602)	-0.00734 (0.0149)
Frau:	Teilzeit	-0.0718 *** (0.0110)	-0.0468 *** (0.0114)	-0.00245 (0.00651)	-0.0125 * (0.00532)	-0.0000251 (0.0131)
	nicht erwerbstätig	-0.0688 *** (0.0104)	-0.0658 *** (0.0108)	-0.0122 * (0.00616)	-0.0222 *** (0.00504)	0.0245 * (0.0124)
Familienstand						
	nicht verheiratet	0.161 *** (0.0199)	0.130 *** (0.0208)	0.00394 (0.0119)	0.000314 (0.00969)	0.0236 (0.0241)
	keine Kinder im Haushalt	0.114 *** (0.00976)	0.118 *** (0.0102)	0.0177 ** (0.00580)	0.0104 * (0.00475)	-0.0257 * (0.0117)
Konstante		0.0925 *** (0.0122)	0.0751 *** (0.0127)	0.959 *** (0.00722)	0.988 *** (0.00590)	0.0576 *** (0.0146)
N		3951	3942	3939	3937	3922

Datenquellen: SILC Welle 2010 //

Standardfehler in Klammern * p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001

3.6.6 Aufteilung des Haushaltseinkommen nach Steuern und Transfers unter Berücksichtigung der Verhandlungsmacht

Mithilfe des vorher erstellten Aufteilungsfaktors wird das gesamte verfügbare Einkommen nach Steuern und Transfers in einer Periode in Einkommen eingeteilt, das exklusiv dem Mann, exklusiv der Frau und beiden zur Verfügung steht.

Das hier verwendete Aufteilungskonzept verfolgt dabei einen anderen Ansatz als in der Literatur oft verwendet wird. Bei Lise und Seitz (2011) beispielsweise werden Konsumausgaben direkt Mann oder Frau zugewiesen. Daten zu Konsumausgaben, die konkret bestimmten Individuen innerhalb eines Haushaltes zugewiesen werden können, sind in den zur Verfügung stehenden Datensätzen SOEP und EU-SILC nicht verfügbar. Das hier verwendete Konzept mithilfe des Aufteilungsfaktors des individuellen Nettoeinkommens trennt lediglich die ex ante vom Haushaltsbudget separat gehaltenen Ressourcen der Individuen. Der Teil des Haushaltsbudgets, über den gemeinsam entschieden wird, wird wiederum für den Konsum von privaten Gütern der Haushaltsmitglieder und der gemeinsamen nichtexklusiven Güter verwendet. Wie sich dieses gemeinsame Budget weiter aufteilt kann jedoch nicht konkret beziffert werden. Die im vorherigen Abschnitt durchgeführten Analysen weisen jedoch darauf hin, dass entlang der untersuchten demographischen Charakteristika die Entscheidungsmacht weitgehend ausgeglichen ist, beide Partner über die Verwendung dieser Ressourcen entscheiden und der Großteil die Möglichkeit hat, individuelle Ausgaben für den persönlichen Konsum zu tätigen.

Das individuell exklusive Einkommen ergibt sich als Produkt des Aufteilungsfaktors und des Nettobeitrages des individuellen Arbeitseinkommens. Der übrige nichtexklusive Teil wird dann als vergemeinschaftlich betrachtet und steht dem gemeinsamen Konsum zur Verfügung. Während bei nicht verheirateten Personen als Nettobeitrag das tatsächliche Nettoarbeitseinkommen verwendet werden kann, ist ein individuelles Nettoeinkommen bei verheirateten Paaren nicht definiert. Bei verheirateten Paaren wird deswegen ein hypothetisches individuelles Nettoeinkommen³⁹ ohne Berücksichtigung des Splittingvorteiles errechnet. Wir verwenden dafür ein einfaches Mikrosimulationsmodell, das ausgehend vom individuellen Bruttoeinkommen das Steuersystem des Referenzjahres abbildet und die Abzüge aus Einkommensteuer, Solidaritätszuschlag und Sozialversicherungsbeiträgen berechnet. Der Vorteil durch Ehegattensplitting wird damit automatisch dem vergemeinschaftlichten Einkommen zugerechnet. Darüber hinaus werden Einkünfte aus anderen Arten als Arbeitseinkommen (beispielsweise Kapitaleinkünfte) sowie alle Transferleistungen (wie Kindergeld oder Wohngeld) dem gemeinsam verfügbaren Einkommen zugerechnet. Nicht berücksichtigt wird darüber hinaus, wenn Teile des individuellen Einkommens exklusiv dem Partner zugewiesen werden ("Taschengeld").

39 Dies ist konsistent mit einer Frage im SOEP, in der auch verheiratete Paare explizit ihr Nettoeinkommen angeben sollen. Wir sehen eine hohe Deckungsgleichheit mit dieser Variable und unserem simulierten hypothetischen individuellen Nettoeinkommen.

T 3.6.6 Aufteilung der Nettoeinkommen

		ohne Kinder	mit Kinder	nicht verheiratet	verheiratet
Anteil separat gehaltenes Einkommen	Mann	6,9%	3,4%	10,9%	4,9%
	Frau	5,4%	1,4%	7,7%	3,2%
Anteil gemeinsames Haushaltsbudget		87,7%	95,2%	81,4%	92,0%

Insgesamt ergibt sich dadurch ein Bild über das Gesamtvolumen des zur Umverteilung zur Verfügung stehenden gemeinsamen Budgets im Vergleich der verschiedenen Haushaltstypen. Je geringer der Anteil des vergemeinschaftlichten Einkommens ist, desto wichtiger werden die Geschlechterunterschiede in den privat gehaltenen Einkommen.

In Tabelle 3.6.6 finden sich Ergebnisse für die durchschnittlich privat gehaltenen Anteile nach Familienstand und Haushaltsgröße. Nicht verheiratete Männer halten einen Teil des eigenen Einkommens für sich, der durchschnittlich 11% des gesamten Haushaltseinkommens ausmacht. Bei nicht verheirateten Frauen macht der privat gehaltene Teil etwa 8% aus, sodass der Anteil des gemeinsamen verwalteten Haushaltseinkommens in diesen Haushalten im Durchschnitt immerhin 81% beträgt. Bei verheirateten Paaren ist der durchschnittliche Anteil des gemeinsam verwalteten Budgets deutlich höher (92%). Bei Anwesenheit von minderjährigen Kindern im Haushalt ist der "gepoolte" Anteil im Schnitt am

höchsten (95%), während Paare ohne Kinder anteilig am gesamten verfügbaren Einkommen weniger gemeinsam verwalten (88%). Insgesamt zeigt sich, dass Männer einen etwas größeren privat gehaltenen Anteil am Gesamteinkommen haben. Dies ist dadurch begründet, dass Männer durchschnittlich höhere individuelle Einkommen haben und zudem einen größeren relativen Teil dieses Einkommens für sich behalten.

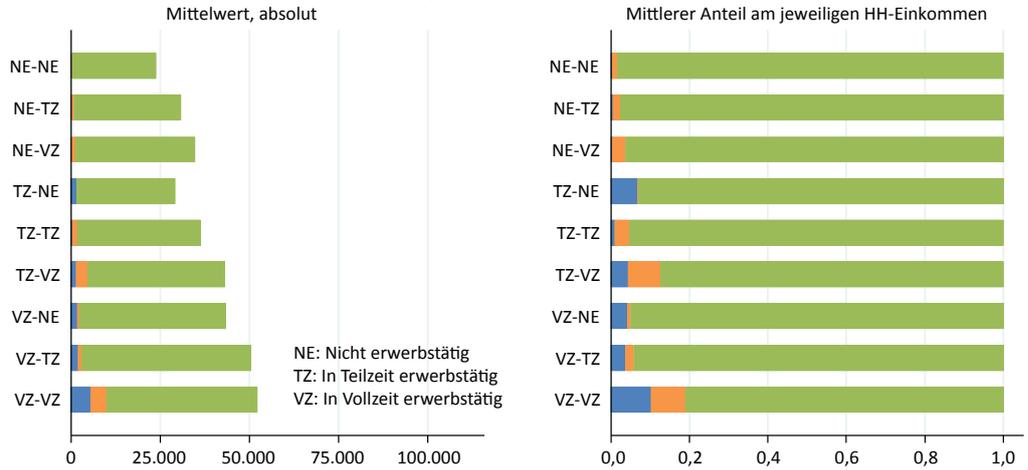
Abbildung 3.6.6 zeigt die durchschnittlich privat gehaltenen und gepoolten Anteile am gesamten Haushaltsnettoeinkommen entlang der vorher untersuchten Haushaltscharakteristika. In fast allen Haushaltstypen behalten Männer einen größeren Anteil als Frauen am Gesamtnettoeinkommen für sich. Der gemeinsam verwaltete Teil beträgt jedoch durchschnittlich in allen Gruppen über 80%. Personen ohne eigenes Einkommen können keinen Teil ex ante für sich behalten, so sind die Anteile entsprechend niedrig für Personen, die nicht erwerbstätig sind. Die absolut am höchsten privat gehaltenen Einkommen gibt es bei Zweiverdienerhaushalten. Hier liegt der durchschnittliche Anteil am jeweiligen Haushaltseinkommen bei etwa 20%.

Entlang der Bildungsgruppen behalten Personen mit steigendem Bildungslevel einen größeren Anteil separat. Männer halten stets einen größeren Anteil als Frauen separat, auch wenn die Frauen den höheren Bildungsabschluss hat. Zurückzuführen ist dies auch auf die in allen Bildungsgruppen geringere Erwerbsbeteiligung von Frauen. Ältere Haushalte haben einen größeren gemeinsam verwalteten Anteil des Gesamtnettoeinkommens (95%) als junge Haushalte (82%).

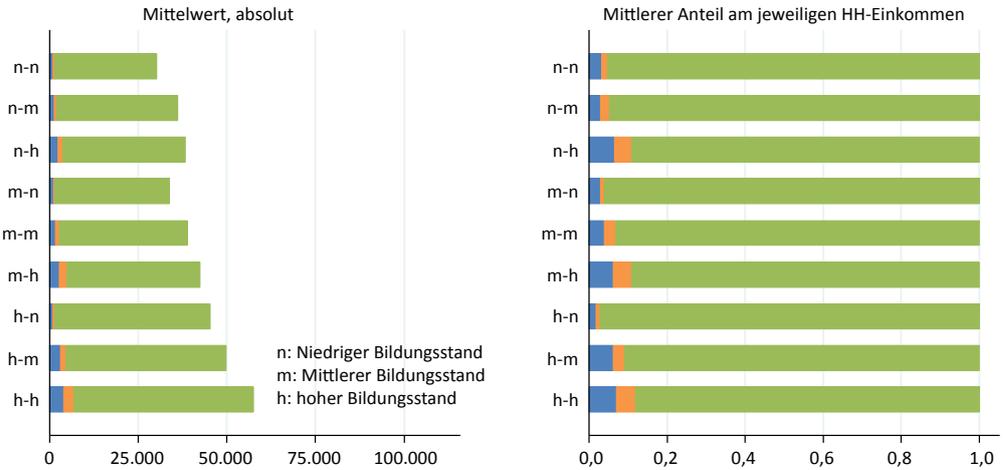
A 3.6.6

Aufteilung der Nettoeinkommen in private (m/f) und vergemeinschaftliche Einkommen auf Basis der SILC

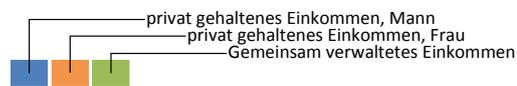
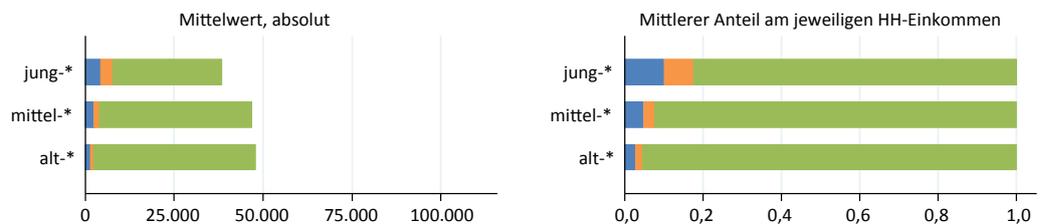
Haushaltstypen nach Erwerbsstatus



Haushaltstypen nach Bildung



Haushaltstypen nach Kohorte des Mannes



SILC 2010 // Erhebungsjahr 2010, Einkommensinformationen 2009

3.6.7 Vergleich mit Nachbarländern

In diesem Abschnitt werden die Befunde für Deutschland mit anderen Ländern der Europäischen Union, insbesondere Nachbarländern, verglichen.

Die EU-SILC-Daten erlauben diesen Vergleich durch vereinheitlichte Variablendefinitionen und Konzepte. Für sieben weitere Länder vergleichen wir hier insbesondere die Häufigkeit der Haushaltstypen nach Erwerbsstatus. Die Variablen des Zusatzmoduls 2010 zur Entscheidungsmacht innerhalb des Haushaltes sind jedoch in vielen Ländern sehr schlecht belegt. So wurden diese Fragen teilweise gar nicht erfasst oder nur von einer Person im Haushalt ausgefüllt. Ein sinnvoller Vergleich der Einteilung des Haushaltsbudgets wird deswegen nur für vier weitere Länder durchgeführt.

Tabelle 3.6.7 gibt für Paarhaushalte mit minderjährigen Kindern die Anteile nach Erwerbszeitkombinationen im Ländervergleich aus. International zeichnet sich bezüglich der Erwerbstätigkeit des Mannes ein weitgehend einheitliches Bild ab. So ist in allen Vergleichsländern der weit überwiegende Teil der Männer (etwa 85% bis 90%) in Vollzeit beschäftigt und äußerst selten in Teilzeit. In der Gruppe der Paarhaushalte mit Kindern zeigt sich, dass das Einverdienermodell, mit Vollzeit erwerbstätigem Mann, in Deutschland deutlich häufiger als in anderen Ländern vorkommt (46%). Im

Nachbarland Frankreich, welches durch hohe Erwerbsquoten von Müttern geprägt ist, ist der Anteil des Haushaltstyps VZ-NE nur 21%. Nur in Italien ist diese Erwerbszeitkombination annähernd so häufig (43%) wie in Deutschland. Insgesamt sind Zweiverdienerhaushalte (VZ-VZ) in Deutschland besonders selten (10%), während dieser Haushaltstyp auch bei Paaren mit minderjährigen Kindern in vielen benachbarten Ländern der häufigste ist (Frankreich 43%, Polen 54%, UK 30%). Nur in den Niederlanden ist dieser Haushaltstyp sehr selten (6%), dort sind die meisten Haushalte (51%) jedoch Zuverdienerhaushalte mit in Teilzeit erwerbstätiger Frau (VZ-TZ).

Tabelle 3.6.8 zeigt, welcher Anteil des persönlichen Einkommens nicht in das gemeinsame Haushaltsbudget einfließt. Auch in den Vergleichsländern gibt der überwiegende Teil der Personen in Paarhaushalten an, dass das gesamte persönliche Einkommen in das gemeinsame Haushaltsbudget einfließt, sofern eigenes Einkommen vorhanden ist. Während in Deutschland etwa 23% der Männer und Frauen einen Teil des eigenen Einkommens exklusiv für sich behalten (ähnlich Belgien), ist dieser Anteil bei beiden Partnern im Vereinigten Königreich deutlich höher (ca. 39%) und in Spanien geringer (10%). In Italien gibt es hierbei Unterschiede zwischen Männern und Frauen: Dort behalten 25% der Frauen und 36% der Männer einen Teil für sich, da Frauen seltener eigenes Einkommen beziehen.

T 3.6.7 Anteile von Haushaltstypen an Paarhaushalten mit Kindern im internationalen Vergleich

	DE	FR	NL	PL	UK	ES	IT	BE
Haushaltstypen nach Erwerbsstatus								
NE-NE	4,7%	4,8%	2,8%	4,7%	7,0%	9,8%	6,9%	8,0%
NE-TZ	1,9%	1,8%	2,1%	0,6%	2,0%	1,9%	0,8%	1,3%
NE-VZ	2,2%	3,4%	1,1%	5,3%	2,5%	6,9%	3,1%	3,0%
TZ-NE	1,1%	0,7%	1,6%	0,8%	1,6%	0,7%	1,4%	1,1%
TZ-TZ	0,5%	1,1%	8,2%	0,1%	1,1%	0,4%	0,5%	2,7%
TZ-VZ	0,7%	1,1%	1,6%	1,0%	0,9%	0,6%	0,6%	2,1%
VZ-NE	46,3%	20,8%	26,1%	29,0%	28,2%	30,2%	43,4%	17,6%
VZ-TZ	31,7%	23,8%	50,9%	4,2%	26,7%	12,9%	14,3%	34,0%
VZ-VZ	10,8%	42,5%	5,7%	54,3%	30,0%	36,7%	29,0%	30,3%

Datenquelle: SILC Welle 2010

Haushaltstypen (Mann-Frau). Ausprägungen nach Erwerbstatus: Vollzeit (VZ), Teilzeit (TZ), nicht erwerbstätig oder geringfügig beschäftigt (NE). Paarhaushalte mit minderjährigen Kindern im Haushalt. Verheiratete und unverheiratete Paarhaushalte.

T 3.6.8 Aufteilung von Einkommen in private Verfügung und vergemeinschaftliche Ressourcen im internationalen Vergleich

Fragestellung: Welcher Anteil Ihres persönlichen Einkommens fließt nicht in das gemeinsame Haushaltsbudget ein?

Antworten	UK		ES		IT		BE	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
Mein gesamtes persönliches Einkommen	5,3%	8,3%	1,3%	1,0%	3,5%	2,9%	10,7%	9,9%
Mehr als die Hälfte	5,5%	5,7%	1,8%	1,2%	2,1%	2,0%	3,1%	3,5%
Etwa die Hälfte	5,7%	6,2%	2,8%	2,8%	3,9%	3,6%	3,4%	3,0%
Weniger als die Hälfte	23,1%	18,2%	4,7%	4,3%	26,8%	16,7%	9,5%	8,5%
Nichts	57,8%	57,3%	86,0%	68,0%	59,4%	35,8%	68,9%	59,4%
Ich habe kein persönliches Einkommen.	2,5%	4,3%	3,4%	22,7%	4,3%	39,0%	4,5%	15,7%

SILC Welle 2010 // Personenfragebogen Zusatzmodul 2010

Paarhaushalte ohne und mit minderjährigen Kindern im Haushalt. Verheiratete und unverheiratete Paarhaushalte.

3.6.8. Zusammenfassung

Bei der Betrachtung der Binnenverteilung von Haushaltseinkommen spielt die im internationalen Vergleich deutlich geringere Erwerbsbeteiligung von Frauen in Deutschland eine entscheidende Rolle. In Paarhaushalten sind Frauen sehr oft in Teilzeit erwerbstätig oder nicht erwerbstätig, während der weit überwiegende Teil der männlichen Partner in Vollzeit arbeitet. Bei der Zeitverwendung sind Asymmetrien zwischen Männern und Frauen zu erkennen: Frauen verbringen deutlich mehr Zeit mit Kinderbetreuung und Hausarbeit als Männer. Der durchschnittliche Anteil des weiblichen Erwerbseinkommens am

Gesamthaushaltseinkommen ist demnach geringer. Bei gleichen Erwerbszuständen haben Frauen einen tendenziell kleineren Anteil, da sie häufiger als Männer in geringer entlohnten Berufen beschäftigt sind. Männer und Frauen geben an, nur einen geringen Teil ihres eigenen Einkommens für sich zu behalten. Je nach Haushaltstyp wird über 80 bis 95 Prozent des Nettohaushaltseinkommens gemeinsam entschieden. Der weit überwiegende Teil der Frauen und Männer gibt dabei an, die Möglichkeit zu haben, Entscheidungen über Ausgaben für den persönlichen Konsum treffen zu können.

4. Analyse der Ursachen für die Entwicklung der Einkommensverteilung

Ziel des vorliegenden Kapitels ist die Untersuchung des möglichen Einflusses einer Reihe von Faktoren auf die Entwicklung der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen im Berichtszeitraum. Ausgangspunkt hierfür ist zunächst eine an Kapitel 3 anschließende Zusammenfassung der Gesamtentwicklung des mittleren Nettoäquivalenzeinkommens, deren Ungleichverteilung sowie der sich ergebenden Armutsrisiko- und Reichtumsquoten.

Der in diesem Kapitel verwendete Einkommensbegriff entspricht den Definitionen in Kapitel 3. Es handelt sich um das äquivalisierte individuelle Nettoäquivalenzeinkommen, d.h. das sich aus dem Haushaltsnettoeinkommen ergebende Äquivalenzeinkommen unter Verwendung der modifizierten OECD-Äquivalenzskala. Das zugrunde liegende Haushaltsnettoeinkommen umfasst hierbei die jährliche Summe der Haushaltsarbeits- und Kapitaleinkommen, Renten und Pensionen unter Abzug von Steuern und Sozialversicherungsbeiträgen und unter Hinzunahme aller Arten von staatlichen Transfers. Wie in Kapitel 3 werden imputierte Mietzahlungen für selbstgenutztes Wohneigentum sowie fiktive Sozialversicherungsbeiträge für Beamte berücksichtigt. Datengrundlage für alle Analysen ist das Sozio-oekonomische Panel.

4.1 Gesamtentwicklung

Die folgende Untersuchung der Entwicklung der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen und deren Ursachen bezieht sich auf die jüngste Entwicklung zwischen 2005/2006 und dem aktuellen Rand 2010/2011. Wir setzen unsere Analyse für den vorigen (vierten) Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung damit direkt fort. Diese betrachtete insbesondere die Entwicklung der Verteilung im Zeitraum 1999/2000 bis 2005/2006. Das aktuell betrachtete Zeitintervall 2005/2006 bis 2010/2011 ist in den folgenden Graphiken jeweils grau unterlegt.

Um die aktuelle Entwicklung seit 2005/2006 in den längerfristigen Kontext einzubetten, zeigt Ab-

bildung 4.1⁴⁰ die Veränderung wichtiger Ungleichheits- und Armuts- bzw. Reichtumsindizes seit 1994.⁴¹ Es lassen sich hierbei drei Entwicklungsabschnitte identifizieren:

1994 bis 1998: Leichter Rückgang der Einkommensungleichheit und Armutsgefährdung

1999 bis 2005: Starker Anstieg an Einkommensungleichheit und Armutsgefährdung

2006 bis 2011: Seitwärtsbewegung bzw. leichter Rückgang der Einkommensungleichheit bei stagnierender bzw. leicht ansteigender Armutsgefährdung

Nach dem deutlichen Anstieg an Einkommensungleichheit während des Zeitraums 1999/2000 bis 2005/2006, dessen Ursachen im Vorgutachten untersucht wurden⁴², entwickelte sich die Einkommensungleichheit im Untersuchungszeitraum 2005/2006 seitwärts mit einem leichten Abwärtstrend.

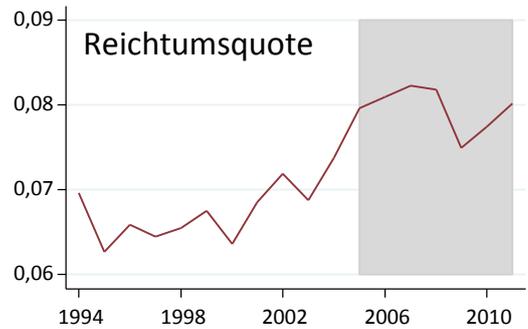
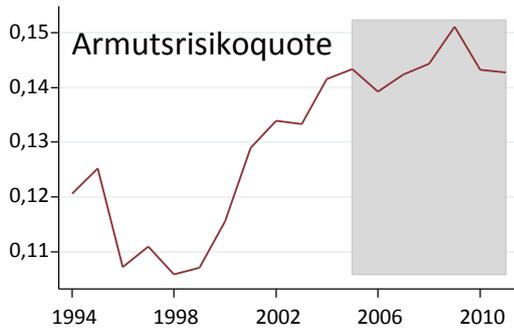
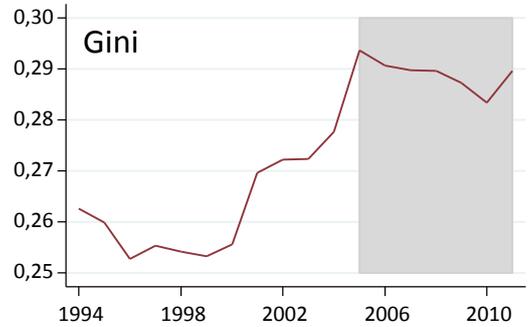
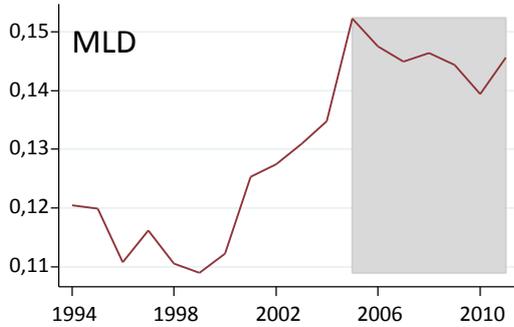
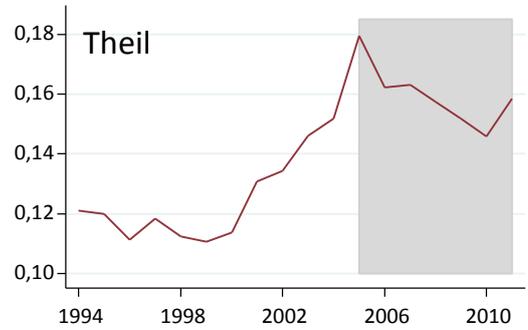
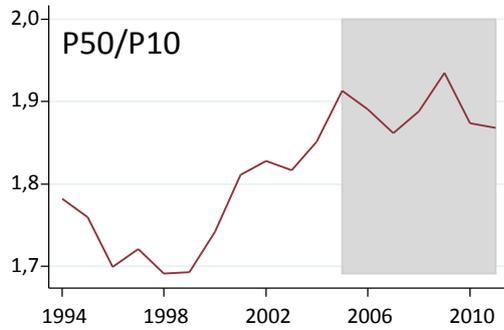
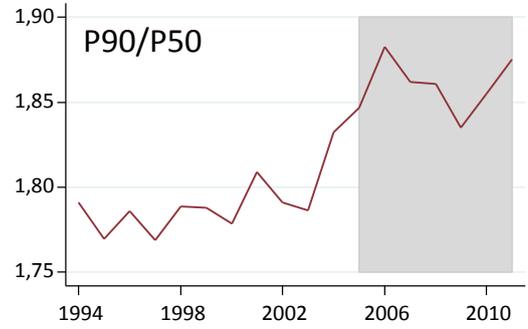
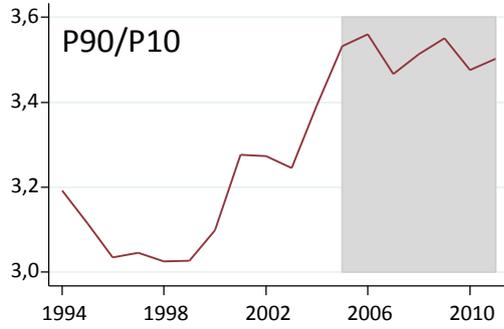
40 Alle Graphiken in diesem Kapitel basieren auf SOEP Daten und eigenen Berechnungen

41 Siehe Kapitel 3.2 für eine genauere Definition dieser Indizes. Die im vorliegenden Kapitel berechnete Reichtumsquote ergibt sich als Bevölkerungsanteil der Personen mit einem Äquivalenzeinkommen von mehr als dem doppelten Medianeinkommen.

42 Die Analyse im Vorgutachten ergab, dass sich der zwischen 1999/2000 und 2005/06 vollziehende deutliche Anstieg an Einkommensungleichheit und Armutsgefährdung zu ca. 20 bis 30 % auf die während dieses Zeitraums stattfindenden Änderungen in Beschäftigung und Arbeitslosigkeit, zu ca. 40 % bis 50 % auf die langfristig gestiegene Spreizung in den Einkommen aus Arbeit und zu ca. 20 bis 30 % auf Änderungen im Steuertarif zurückführen lässt. Änderungen im Transfersystem (d.h. insbesondere solche, welche mit der Einführung von Hartz IV verbunden waren) sowie Änderungen in Haushaltsstrukturen und weiteren Haushaltseigenschaften wie Nationalität, Bildung und Alterszusammensetzung spielten dagegen keine wesentliche Rolle (s. IAW, 2013).

A. 4.1

Entwicklung ausgewählter Verteilungsindizes



Die Armutsrisikoquote entwickelte sich ebenfalls seitwärts, aber mit einem leichten Aufwärtstrend. Die Reichtumsquote sackte nach 2007 etwas ab, stieg aber in jüngster Zeit wieder auf ihr Niveau von 2006.

Neben Ungleichverteilung und Armutsgefährdung ist für die Wohlfahrt einer Gesellschaft insbesondere auch die Entwicklung des mittleren Einkommens relevant. Abbildung 4.2 zeigt die Entwicklung des mittleren Äquivalenzeinkommens gemessen durch das Durchschnittseinkommen sowie das Medianeinkommen im Zeitraum 1994 bis 2011. Auch hier ergeben sich drei verschiedene Abschnitte: ein Anstieg des mittleren Äquivalenzeinkommens von 1994 bis 1998, eine Stagnationsphase im Zeitraum 1999 bis 2005 sowie ein erneutes Ansteigen zwischen 2006 und 2011.

Angesichts des Ansteigens des mittleren Äquivalenzeinkommens seit 2006 und der in Deutschland üblichen Definition einer relativen Armutsgrenze als 60% des Medianeinkommens, stellt sich die Frage, in wie weit die Armutsrisikoquote im Untersuchungszeitraum nur deshalb anstieg, weil das Medianeinkommen (und damit der mittlere Lebensstandard) anstieg. Abbildung 4.3 zeigt, dass dies vollständig der Fall ist. Hätte man die Armutsgrenze auf dem Niveau von 2006 festgehalten, wäre es sogar zu einem Rückgang der Armutsrisikoquote zwischen 2006 und 2011 gekommen.⁴³

Es stellt sich weiterhin die Frage, ob die seit 2006 zu beobachtenden und teilweise recht geringen Änderungen in den Verteilungsindizes überhaupt statistisch signifikant sind.⁴⁴ Zu diesem Zweck werden in Tabelle 4.1 neben der absoluten Veränderung der jeweiligen Verteilungsindizes sogenannte Konfidenzintervalle angegeben, welche mit 95-prozentiger Wahrscheinlichkeit die tatsächliche Veränderung des jeweiligen Verteilungsindex zwischen 2005/2006 und 2010/2011 abde-

cken.⁴⁵ Eine Veränderung ist dann als statistisch signifikant anzusehen, wenn das Konfidenzintervall nicht den Wert Null überdeckt, weil in diesem Fall mit 95-prozentiger Wahrscheinlichkeit ausgeschlossen werden kann, dass die tatsächliche Veränderung gleich Null beträgt.

Es zeigt sich, dass alle Veränderungen der betrachteten Verteilungsindizes zwischen 2005/2006 und 2010/2011 in ökonomisch-inhaltlicher Sicht sehr klein und in statistischer Sicht fast durchgängig insignifikant sind. Die einzige Ausnahme sind Veränderungen im mittleren Einkommen, welches zwischen 2005/2006 und 2010/2011 einen statistisch signifikanten Anstieg um ca. 685 Euro (arithmetisches Mittel) bzw. 744 Euro (Median) aufweist. In inhaltlich-ökonomischer Hinsicht handelt es sich hierbei um einen sehr moderaten Anstieg von ca. 3% (arithmetisches Mittel) bzw. 3,8% (Median). Abgesehen von der Tatsache, dass

45 Diese Konfidenzintervalle wurden mit dem sog. Bootstrap-Verfahren bestimmt, wobei die Längsschnittstruktur des Datensatzes sowie die Klumpung der Beobachtungen auf Haushaltsebene korrekt berücksichtigt wurden (s. Biewen, 2002). Man beachte, dass wie im Vorgutachten aus statistischen Gründen und um die Ergebnisse weniger abhängig von Einzeljahren zu machen im Folgenden immer zwei Jahre gepoolt werden (in diesem Fall 2005/2006 und 2010/2011).

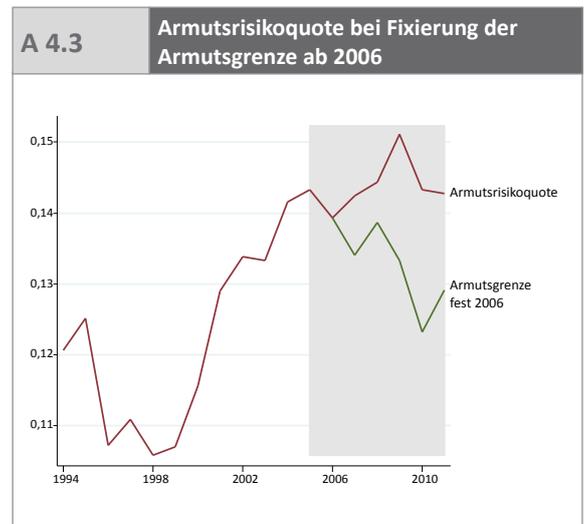
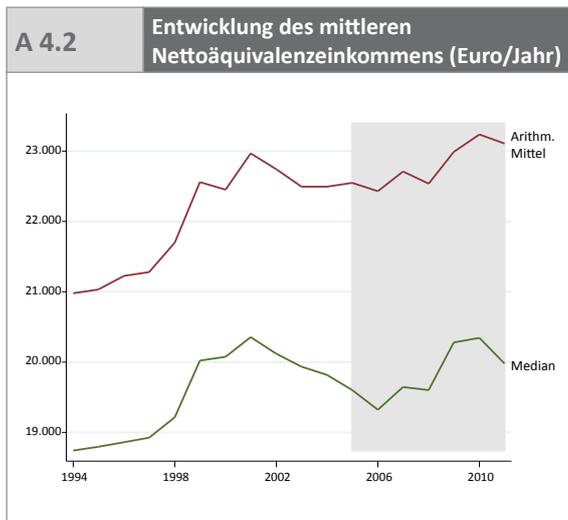
T 4.1 Statistische Signifikanz der Veränderung der Verteilungsindizes zwischen 2005/2006 und 2010/2011

Verteilungsindex	Änderung	Untere Konfidenzgrenze	Obere Konfidenzgrenze
Arithm. Mittel (Euro/Jahr)	685,07*	350,62	1014,49
Median (Euro/Jahr)	744,07*	456,89	1023,40
P90/P10	- 0,048	- 0,156	0,071
P90/P50	- 0,008	- 0,048	0,034
P50/P10	- 0,018	- 0,064	0,033
Theil	- 0,002	- 0,043	0,001
MLD	- 0,007	- 0,017	0,002
Gini	- 0,006	- 0,014	0,003
Armutsrisikoquote	0,000	- 0,009	0,009
Reichtumsquote	- 0,002	- 0,008	0,004

95% Konfidenzintervalle, *=statistisch signifikant von Null verschieden

43 Siehe hierzu etwa die Kritik an einer rein relativ definierten Armutsgrenze durch die Bundesministerin für Arbeit und Soziales Andrea Nahles (Süddeutsche Zeitung vom 27.03.2015).

44 D.h. ob aus statistischer Sicht überhaupt von einer Veränderung gesprochen werden kann, oder ob es sich nicht viel mehr um reine Zufallsschwankungen im Zusammenhang mit der Stichprobenziehung handeln kann.



die Veränderungen in den Verteilungsindizes statistisch insignifikant sind, sind diese aus ökonomischer Sicht auch als sehr klein anzusehen. Beispielsweise würde die gemessene Veränderung des Gini-Koeffizienten um ca. -0.005 einer Umverteilung eines Betrags von ca. 1% des mittleren Einkommens von jedem Individuum der reichsten 50% der Bevölkerung zu jedem Individuum der ärmsten 50% der Bevölkerung entsprechen, was kaum als gravierende Umverteilung anzusehen wäre.⁴⁶

Abbildung 4.4 gibt zusammenfassend die Veränderung der Verteilung zwischen 2005/2006 und 2011/2011 wieder.⁴⁷ Die Graphik bestätigt die in den vorhergehenden Graphiken ermittelten Trends eines generellen Einkommenswachstums (Rechtsverschiebung) bei weitgehender gleichbleibender Spreizung der Verteilung.

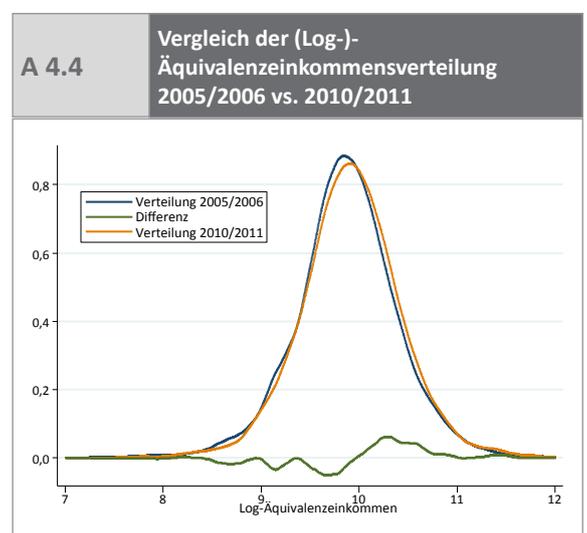
Zusammenfassend ergibt sich für den Untersuchungszeitraum das Bild einer - mit Ausnahme des leichten Einkommenswachstums - relativ stabilen Einkommensverteilung. Dies mag angesichts der rasanten Entwicklung auf dem Arbeitsmarkt etwas überraschend erscheinen. Allerdings könnte es sein, dass verschiedene Einflüsse des

Arbeitsmarkts, der demografischen Entwicklung oder der Effekt von Änderungen im Steuer- und Transfersystem auf die Einkommensverteilung sich so gegenseitig ausgleichen, dass sich an der Oberfläche ein scheinbar statisches Bild ergibt. In wie weit dies der Fall ist, soll die folgende Analyse des Einflusses einzelner relevanter Faktoren auf die Verteilung ermitteln.⁴⁸

48 Das Vorgehen bei der Untersuchung der Effekte der einzelnen Faktoren ist ähnlich wie im Vorgutachten. Für zusätzliche Erläuterungen siehe daher IAW (2013).

46 Siehe Blackburn (1989): "Interpreting the Magnitude of Changes in Measures of Income Inequality", Journal of Econometrics, Vol. 42, 21-25.

47 Die Abbildung zeigt aus statistisch-analytischen Gründen im Unterschied zu den Abbildungen der Einkommensverteilung in Kapitel 3 die Verteilung des logarithmierten Nettoäquivalenzeinkommens.



4.2 Analyse einzelner Faktoren

4.2.1 Veränderungen der Haushaltsstruktur

Veränderungen in der Zusammensetzung der Bevölkerung nach Haushaltstypen können sich auf die Einkommensverteilung auswirken, wenn sich die durchschnittliche Einkommensposition verschiedener Haushaltstypen systematisch unterscheidet. So kann Einkommensungleichheit und Armutsgefährdung ansteigen, wenn bestimmte Haushaltstypen mit „ungünstigen“ Einkommenspositionen (z.B. Alleinerziehende) ihren Bevölkerungsanteil erhöhen. Im Folgenden werden sechs Haushaltstypen unterschieden:

1. Single-Haushalte über 64 Jahren
2. Mehrpersonen-Haushalte mit mind. einem Mitglied über 64 J. und keinem Mitglied unter 55 J.
3. Single-Haushalte unter 65 Jahren ohne Kinder
4. Mehrpersonen-Haushalte unter 65 Jahren ohne Kinder
5. Single-Haushalte unter 65 Jahren mit Kindern (Alleinerziehende)
6. Mehrpersonen-Haushalte unter 65 Jahren mit Kindern

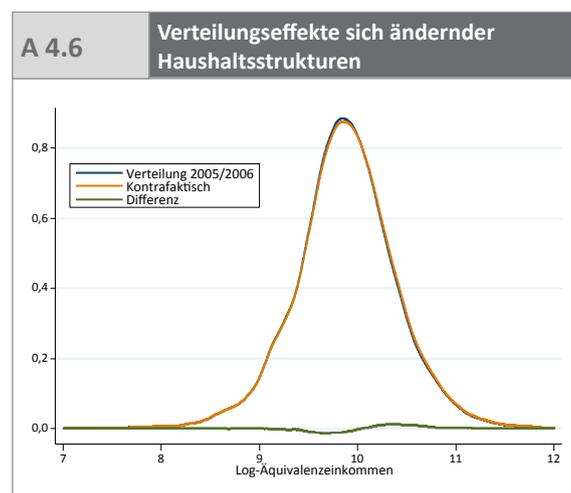
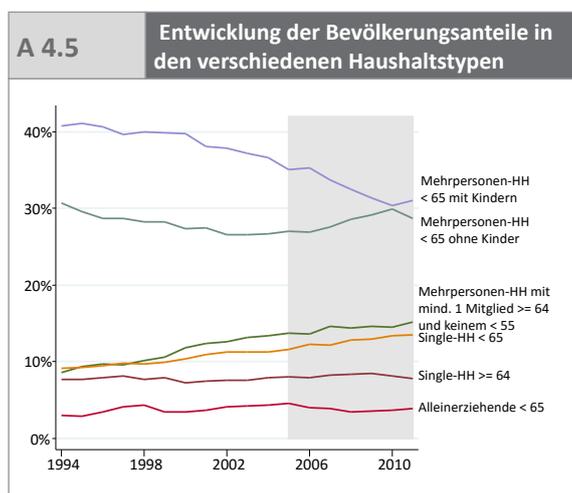
Abbildung 4.5 zeigt die Entwicklung des Anteils der Personen in der Bevölkerung, welche einem der oben genannten Haushaltstypen angehören. Es zeigt sich eine weitgehende Konstanz der Be-

völkerungsanteile von Personen in den verschiedenen Haushaltstypen im Betrachtungszeitraum mit Ausnahme von Personen in Mehrpersonen-Haushalten unter 65 Jahren ohne Kinder, welche ihren Anteil erhöhen, und Personen in Mehrpersonen-Haushalten unter 65 Jahren mit Kindern, welche ihren Anteil fast spiegelbildlich reduzieren.

Um den möglichen Einfluss dieser Verschiebungen auf die Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen zu ermitteln, wird durch statistische Umgewichtung eine kontrafaktische Einkommensverteilung berechnet, welche sich ergeben würde, wenn sich im Zeitraum 2005/2006 bis 2010/2011 lediglich die Bevölkerungsanteile der verschiedenen Haushaltstypen verschoben hätten, sonst aber alles gleich geblieben wäre („Ceteris Paribus Analyse“).⁴⁹

Der Vergleich der tatsächlichen Verteilung 2005/2006 und dieser kontrafaktischen Verteilung ist in Abbildung 4.6 dargestellt. Er beschreibt den isolierten Effekt der Verschiebung der Bevölkerungsanteile an den verschiedenen Haushaltstypen. Die sich ergebenden Verteilungseffekte sind aus ökonomisch-inhaltlicher Sicht äußerst gering und auch in den meisten Fällen nicht statistisch signifikant (s. Tabelle 4.2), so dass nicht von einem signifikantem Einfluss sich ändernder Haushaltsstrukturen auf die Einkommensverteilung im Untersuchungszeitraum ausgegangen werden kann.

⁴⁹ Siehe Anhang für eine genauere Beschreibung der Vorgehensweise.



T 4.2 Verteilungseffekte sich ändernder Haushaltsstrukturen			
Verteilungsindex	Änderung	Untere Konfidenzgrenze	Obere Konfidenzgrenze
Arithm. Mittel (Euro/Jahr)	244,88*	83,51	328,01
Median (Euro/Jahr)	130,82*	52,09	223,58
P90/P10	0,0145	0,0000	0,0688
P90/P50	-0,0025	-0,0051	0,0211
P50/P10	0,0103*	0,0021	0,0205
Theil	0,0009	-0,0006	0,0061
MLD	0,0043	-0,0015	0,0054
Gini	0,0046	-0,0018	0,0056
Armutsrisikoquote	0,0020*	0,0002	0,0035
Reichtumsquote	0,0012	-0,0001	0,0021

95% Konfidenzintervalle, *=statistisch signifikant von Null verschieden

4.2.2 Veränderungen weiterer Haushaltscharakteristika

Der nächste Faktor bildet weitere Verschiebungen der Bevölkerungsstruktur ab, etwa Änderungen der Zusammensetzung der Bevölkerung nach Nationalitäten (z.B. als Folge von Migration), in den Anteilen verschiedener Bildungsstufen, über die oben genannten Veränderungen der Haushaltsstruktur hinaus gehende Verschiebungen der Altersstruktur innerhalb von Haushalten, Veränderungen in der Bildungsausstattung von Haushalten sowie weitere ähnliche Veränderungen in Haushaltseigenschaften.

Die Liste der betrachteten sozio-ökonomischen Charakteristika sowie die Veränderung derer Durchschnittswerte im Betrachtungszeitraum ist in Tabelle 4.3 dargestellt. Die meisten Größen verändern sich zwischen 2005/2006 und 2010/2011 praktisch nicht. Leichte Verschiebungen sind lediglich im Anteil der Haushaltsmitglieder verschiedener Altersgruppen bzw. Bildungsabschlüsse festzustellen. Es ergibt sich insbesondere ein leichter Trend zu höheren Bildungsabschlüssen sowie ein Trend zu geringeren Anteilen minderjähriger bzw. höheren Anteilen älterer Haushaltsmitglieder.

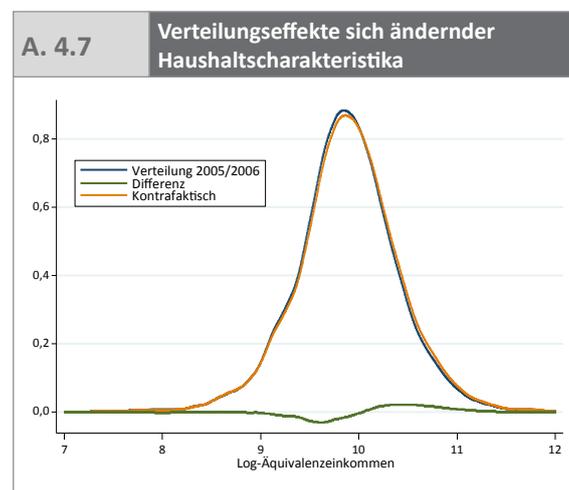
Um den Einfluss dieser Verschiebungen auf die Einkommensverteilung abzuschätzen, wird wie-

derum mit einer statistischen Umgewichtungsmethode eine Einkommensverteilung konstruiert, die sich ergeben würde, wenn sich ausschließlich die Ausstattung der Bevölkerung mit den in Tabelle 4.3 aufgelisteten Eigenschaften geändert hätte, der Rest aber gleich geblieben wäre.⁵⁰

Der resultierende Effekt auf die Verteilung ist in Abbildung 4.7 dargestellt. Die beschriebenen Veränderungen in Haushaltscharakteristika verschieben den mittleren und oberen Teil der Verteilung etwas nach rechts, was der Tatsache geschuldet sein dürfte, dass der Anteil relativ wohlhabendere Haushalte mit höheren Bildungsabschlüssen bzw. weniger Kindern leicht gestiegen ist. Tabelle 4.4 zeigt jedoch, dass die Effekte dieser Verschiebungen in den meisten Fällen zwar statistisch signifikant, in ökonomisch-inhaltlicher Sicht aber relativ unbedeutend sind. So ergibt sich ein rechnerischer Effekt auf die Armutsrisikoquote von ca. einem Drittel Prozentpunkt. Die Effekte auf Ungleichheitsindizes wie den Gini-Koeffizienten sind ähnlich gering.⁵¹

50 Siehe Anhang für eine genauere Beschreibung der Vorgehensweise.

51 Die absolute Größe dieser Effekte ist nicht nur in ökonomischer Hinsicht als klein anzusehen, sie tritt auch in ihrer Größenordnung hinter den durch mögliche Fehlspezifikation der ökonometrischen Modellen und ähnlichen Fehlern verursachten Unsicherheiten zurück.



T 4.3

Entwicklung Haushaltscharakteristika 2005/2006 vs. 2010/2011

Haushaltscharakteristika	Durchschnittlicher Wert 2005/2006	Durchschnittlicher Wert 2010/2011
Anzahl der erwachsenen HH-Mitglieder	1,99	2,00
Anzahl Minderjähriger im HH	0,69	0,61
Anteil Frauen an erwachsenen HH-Mitgliedern	0,53	0,53
Anteil HH-Mitglieder mit ausländischer Nationalität	0,09	0,09
Anteil HH-Mitglieder mit Behinderungen	0,11	0,11
Anteil Verheirateter an Erwachsenen im HH	0,58	0,56
Anteil Uni/FH-Absolventen an Erwachsenen im HH	0,16	0,19
Anteil Erwachsener mit höchst. Berufsausb./Abitur	0,60	0,59
Anteil Erwachsener mit weniger als Berufsausbildung/Abitur	0,24	0,22
Anteil 0-3 Jahre an Kindern im HH	0,07	0,05
Anteil 4-11 Jahre an Kindern im HH	0,17	0,15
Anteil 12-17 Jahre an Kindern im HH	0,16	0,14
Anteil 18-30 Jahre an Erwachsenen im HH	0,17	0,16
Anteil 31-50 Jahre an Erwachsenen im HH	0,44	0,41
Anteil 51-64 Jahre an Erwachsenen im HH	0,19	0,21
Anteil über 65 Jahre an Erwachsenen im HH	0,21	0,22
Anteil Wohnort Ostdeutschland	0,21	0,21

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen

#

4.2.3 Veränderungen in Haushaltsbeschäftigungsergebnissen

Als dritter möglicherweise die Einkommensverteilung beeinflussender Faktor werden Veränderungen in Haushaltsbeschäftigungskonstellationen betrachtet. Solche Veränderungen und deren potentielle Effekte auf die Einkommensverteilung erscheinen insbesondere vor dem Hintergrund des 2006 einsetzenden Beschäftigungsaufschwungs und der seit dieser Zeit stark sinkenden Arbeitslosigkeit interessant.⁵²

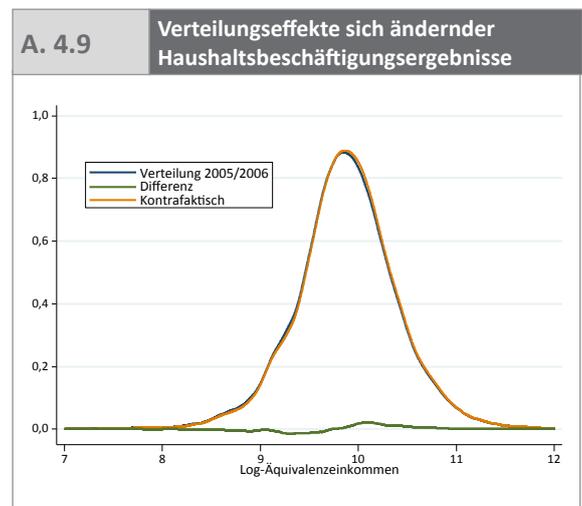
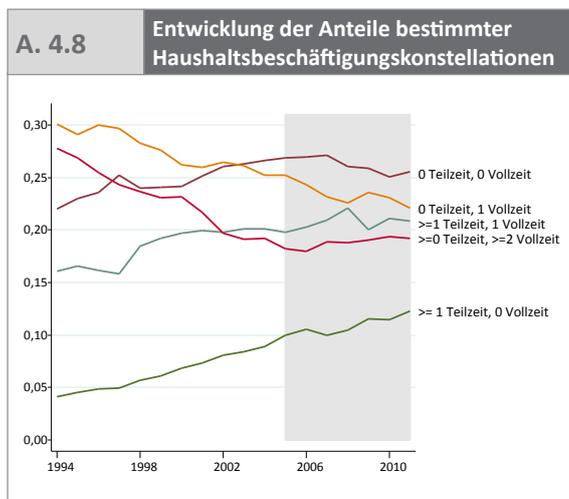
52 Zur Entwicklung des deutschen Arbeitsmarkts seit 2006, siehe z.B. Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2011), Kapitel 7.

T 4.4

Verteilungseffekte sich ändernder Haushaltscharakteristika

Verteilungsindex	Änderung	Untere Konfidenz grenze	Obere Konfidenz grenze
Arithm. Mittel (Euro/Jahr)	563,67*	358,02	692,46
Median (Euro/Jahr)	341,98*	235,73	474,01
P90/P10	0,0682*	0,0435	0,1376
P90/P50	0,0153*	0,0050	0,0457
P50/P10	0,0206*	0,0123	0,0336
Theil	0,0021	-0,0075	0,0083
MLD	0,0064*	0,0004	0,0083
Gini	0,0068*	0,0002	0,0087
Armutsrisikoquote	0,0034*	0,0016	0,0052
Reichtumsquote	0,0040*	0,0017	0,0060

95%-Konfidenzintervalle, *=statistisch signifikant von Null verschieden



Im Folgenden werden fünf verschiedene Haushaltsbeschäftigungskonstellationen unterschieden:

1. Keine erwerbstätigen Haushaltsmitglieder
2. Mind. eine Teilzeitbeschäftigung, aber keine Vollzeitbeschäftigung im Haushalt
3. Eine Vollzeitbeschäftigung, aber keine weitere Teilzeitbeschäftigung im Haushalt
4. Eine Vollzeitbeschäftigung und mind. eine weitere Teilzeitbeschäftigung im Haushalt
5. Mind. zwei Vollzeitbeschäftigungen im Haushalt

Unter Teilzeitbeschäftigung werden an dieser Stelle auch geringfügige Beschäftigungen verstanden (Mini- bzw. Midi-Jobs), wobei auch der Fall berücksichtigt wird, dass ein und dieselbe Person sowohl eine Vollzeitbeschäftigung als auch eine zusätzliche geringfügige Beschäftigung ausüben kann.

Abbildung 4.8 zeigt die Entwicklung der Anteile der verschiedenen Haushaltsbeschäftigungskonstellationen. Der Rückgang der Arbeitslosigkeit seit 2006 äußert sich im sinkenden Anteil der Haushalte, in denen keine Person erwerbstätig ist. Es zeigt sich weiterhin eine Fortsetzung des langfristigen Trends eines sinkenden Anteils von Haushalten, in denen genau eine Person Vollzeit beschäftigt ist und des steigenden Anteils von Haushalten mit ausschließlicher Teilzeit- oder geringfügiger

Beschäftigung. Der seit 2006 zu verzeichnende Beschäftigungsaufschwung äußert sich unter anderem im steigenden Anteil von Haushalten mit mindestens zwei Vollzeitbeschäftigungen.

Um die isolierten Verteilungseffekte dieser Änderungen in Beschäftigungsumfang und -struktur zu bestimmen, wird wiederum eine kontrafaktische Einkommensverteilung konstruiert, die sich ergeben würde, wenn ausschließlich die Neigung der Haushalte, ein bestimmtes Beschäftigungsergebnis zu erzielen, auf den Stand von 2010/2011 gesetzt würde, alles andere aber auf dem Stand von 2005/2006 festgehalten würde.⁵³

Die sich ergebenden Verteilungseffekte sind überraschend gering (s. Abbildung 4.9 und Tabelle 4.5). Es resultieren lediglich kleinere Rechtsverschiebungen über weite Teile der Verteilung (außer im obersten Bereich). Die in Tabelle 4.5 dargestellten Effekte auf die verschiedenen Verteilungsindizes fallen dementsprechend gering aus. Die Effekte sind im Allgemeinen weder in statistischer noch in ökonomischer Hinsicht signifikant.

Angesichts der dynamischen Entwicklung des Arbeitsmarkts und der teilweise starken Beschäftigungszuwächse seit 2005, drängt sich die Frage auf, warum sich diese nicht stärker in der Einkommensverteilung niederschlagen. Um dieser Frage nachzugehen, zeigt Tabelle 4.6 die durchschnittliche jährliche Änderung der Anzahl der

⁵³ Siehe Anhang für eine genauere Beschreibung der Vorgehensweise.

T 4.5

Verteilungseffekte sich ändernder Haushaltsbeschäftigungsergebnisse

Verteilungsindex	Änderung	Untere Konfidenzgrenze	Obere Konfidenzgrenze
Arithm. Mittel (Euro/Jahr)	259,33*	74,60	374,29
Median (Euro/Jahr)	341,98*	235,73	474,01
P90/P10	-0,0575	-0,0983	0,0273
P90/P50	-0,0202	-0,0281	0,0079
P50/P10	-0,0102	-0,0312	0,0170
Theil	-0,0041	-0,0075	0,0029
MLD	-0,0000	-0,0061	0,0026
Gini	0,0002	-0,0062	0,0023
Armutrisikoquote	-0,0023	-0,0062	0,0021
Reichtumsquote	-0,0010	-0,0033	0,0008

95%-Konfidenzintervalle, *=statistisch signifikant von Null verschieden

Beschäftigungsverhältnisse pro Haushalt im Betrachtungszeitraum, aufgeschlüsselt nach der Ursprungsbeschäftigungskonstellation des betrachteten Haushalts. Beispielsweise war es so, dass die durchschnittliche Anzahl von Beschäftigungsverhältnissen zwischen 2005 und 2011 in Haushalten mit genau einem Vollzeitbeschäftigten um 0,123 Beschäftigungsverhältnisse pro Jahr anstieg. Die Tabelle zeigt, dass der zwischen 2005 und 2011 zu verzeichnende Beschäftigungsanstieg nicht nur dazu führte, dass vorher beschäftigungslose Haushalte in Beschäftigung kamen, sondern eben auch Beschäftigungszuwächse für Haushalte brachte, in denen bereits Beschäftigung vorlag.⁵⁴ Dies kann erklären, warum der Beschäftigungsaufschwung gleichmäßig auf die Einkommensverteilung wirkte und also nicht unbedingt ungleichheitsreduzierende Effekte hatte.

Eine genauere Analyse nach Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigungsverhältnissen ergibt, dass

54 Man beachte, dass sich hinter den angegebenen Nettoveränderungen ein großes Maß an Heterogenität verbirgt, da auf der Mikroebene unabhängig von allgemeinen Beschäftigungszuwächsen eine Vielzahl von Beschäftigungsänderungen stattfinden, etwa aufgrund von demografischen oder Arbeitsmarktereignissen. Die deutlich negative Nettoveränderung für Haushalte mit mindestens zwei Vollzeitbeschäftigungsverhältnissen hängt weiterhin damit zusammen, dass bei dieser Beschäftigungskonstellation eine Beschäftigungsverminderung wahrscheinlicher ist (Deckeneffekt).

insbesondere Haushalte, in denen schon Teilzeitbeschäftigung vorlag (incl. geringfügige Beschäftigung), aber auch Haushalte in denen bereits ein Vollzeitbeschäftigungsverhältnis bestand, die Anzahl ihrer Vollzeitbeschäftigungsverhältnisse steigern konnten. Dies deutet wiederum darauf hin, dass nicht nur Haushalte am unteren Rand der Einkommensverteilung vom Beschäftigungszuwachs profitierten. Vielmehr scheint es so gewesen zu sein, dass etwa Haushalte, in denen bereits ein Vollzeitbeschäftigungsverhältnis und ein Teilzeitbeschäftigungsverhältnis bestand, zu zwei (oder mehr) Vollzeitbeschäftigungsverhältnissen aufstockten. Die Tatsache, dass solche Haushalte eher im mittleren oder sogar oberen Bereich der Verteilung zu finden sind, bedeutet dass ein Beschäftigungszuwachs dieser Art nicht ungleichheitsreduzierend wirken muss. Die Ergebnisse im unteren Drittel von Tabelle 4.6 deuten in dieselbe Richtung. Zusätzliche Teilzeitbeschäftigung wurde nicht nur in bisher beschäftigungslosen Haushalten aufgenommen, sondern insbesondere auch

T 4.6

Durchschnittliche jährliche Beschäftigungsänderungen nach Ursprungsbeschäftigungskonstellation, 2005 bis 2011

Ursprungskonstellation	Durchschnittliche Änderung	Untere Konfidenzgrenze	Obere Konfidenzgrenze
Änderung Anzahl von Jobs pro HH und Jahr			
0 TZ, 0 VZ	0,085*	0,0760	0,0930
>=1 TZ, 0 VZ	-0,0140	-0,0370	0,0090
0 TZ, 1 VZ	0,123*	0,1090	0,1360
>=1 TZ, 1 VZ	-0,0690	-0,0870	-0,0500
>=0 TZ, >=2 VZ	-0,1780	-0,1980	-0,1570
Änderung Anzahl von VZ-Jobs pro HH und Jahr			
0 TZ, 0 VZ	0,035*	0,0300	0,0410
>=1 TZ, 0 VZ	0,181*	0,1600	0,2010
0 TZ, 1 VZ	-0,019*	-0,0290	-0,0090
>=1 TZ, 1 VZ	0,058*	0,0430	0,0720
>=0 TZ, >=2 VZ	-0,221*	-0,2410	-0,2010
Änderung Anzahl von TZ-Jobs pro HH und Jahr			
0 TZ, 0 VZ	0,049*	0,0430	0,0550
>=1 TZ, 0 VZ	-0,195*	-0,2150	-0,1750
0 TZ, 1 VZ	0,142*	0,1310	0,1530
>=1 TZ, 1 VZ	-0,127*	-0,1410	-0,1130
>=0 TZ, >=2 VZ	0,043*	0,0280	0,0580

95%-Konfidenzintervalle, *=statistisch signifikant von Null verschieden

in Haushalten, in denen bereits Vollzeitbeschäftigung vorlag. Dies gilt sogar für Haushalte im mittleren oder oberen Bereich der Verteilung, in denen bereits zwei oder mehr Beschäftigungsverhältnisse bestanden. Bemerkenswert ist weiterhin der durchschnittliche Rückgang von Teilzeitbeschäftigung in Haushalten mit ausschließlicher bisheriger Teilzeitbeschäftigung. Bei diesen Haushalten ist davon auszugehen, dass sie ihre Teilzeitbeschäftigung in Vollzeitbeschäftigung umwandeln konnten.

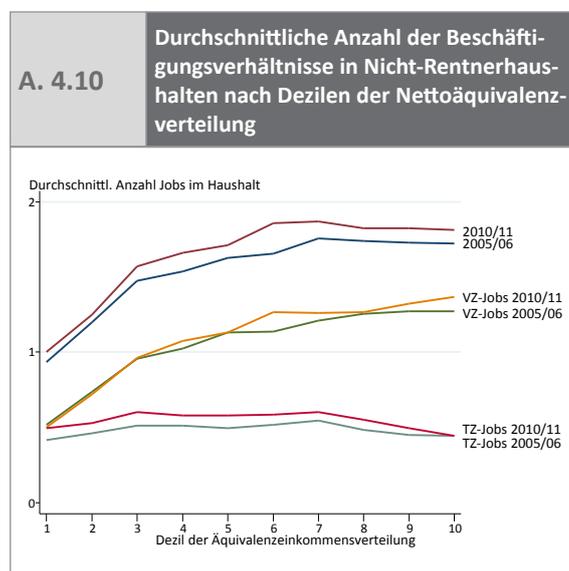
Die Hypothese eines verteilungsneutralen Beschäftigungszuwachses wird auch durch Abb. 4.10 gestützt. Diese gibt die durchschnittliche Anzahl von Beschäftigungsverhältnissen in Haushalten in den Jahren 2005/2006 und 2010/2011, unterschieden nach den Dezilen der Nettoäquivalenzeinkommensverteilung an. Es zeigt sich, dass die durchschnittliche Anzahl der Beschäftigungsverhältnisse in Haushalten in den Jahren 2010/2011 über den ganzen Bereich der Verteilung über der in den Jahren 2005/2006 liegt. Dies bedeutet, dass der Beschäftigungszuwachs über alle Bereiche der Verteilung feststellbar ist und daher prinzipiell verteilungsneutral sein kann. Unterscheidet man nach Vollzeit- und Teilzeit- (incl. geringfügigen) Beschäftigungen, so ergibt sich der interessante Befund, dass die durchschnittliche Anzahl von Teilzeitbeschäftigungen vom unteren bis weit in den oberen Bereich über der von 2005/2006 liegt, wohingegen eine leicht höhere Anzahl von Vollzeitbeschäftigungen pro Haushalt eher im mittleren bis oberen Bereich zu verzeich-

nen ist. Dies ist gut vereinbar mit der Hypothese, dass der allgemeine Beschäftigungsaufschwung im Zeitraum 2005 bis 2011 im Hinblick auf seine Einkommenswirkungen gleichmäßig über die ganze Verteilung wirkte.

4.2.4 Veränderungen in den Erträgen individueller Charakteristika auf dem Arbeitsmarkt

Die Änderung der Erträge individueller Charakteristika auf dem Arbeitsmarkt, d.h. Änderungen in den Arbeitseinkommensdifferentialen bezüglich persönlicher Eigenschaften wie Bildung und Arbeitserfahrung ist Gegenstand einer großen Zahl wissenschaftlicher Veröffentlichungen der letzten Jahre.⁵⁵ Wie im Vorgutachten dargestellt, können 40-50% des Anstiegs an Einkommensungleichheit zwischen 1999/2000 und 2005/2006 diesem Faktor zugerechnet werden. Im Folgenden soll untersucht werden, ob Änderungen in den Erträgen auf dem Arbeitsmarkt auch einen Effekt auf die

55 Siehe Dustmann et al. (2009), Fuchs-Schündeln et al. (2010), Antonczyk et al. (2010), Fitzenberger (2012) und Card et al. (2013). Gegenstand dieser Untersuchungen sind Lohn- bzw. Gehaltseinkommen, wohingegen in der vorliegenden Untersuchung alle Arten von Arbeitseinkommen berücksichtigt werden, also z.B. auch selbständige Arbeitseinkommen. Letztere machen aber einen relativ kleinen Anteil am gesamten Arbeitseinkommen der Bevölkerung aus.



T 4.7

Verteilungseffekte sich ändernder Erträge auf dem Arbeitsmarkt

Verteilungsindex	Änderung	Untere Konfidenzgrenze	Obere Konfidenzgrenze
Arithm. Mittel (Euro/Jahr)	527,627*	213,90	759,92
Median (Euro/Jahr)	636,05*	394,55	899,02
P90/P10	-0,0670	-0,1256	0,0489
P90/P50	-0,0376*	-0,0598	-0,0024
P50/P10	0,0026	-0,0276	0,0499
Theil	-0,0112*	-0,0291	-0,0020
MLD	0,0002	-0,0096	0,0045
Gini	-0,0030	-0,0117	0,0015
Armutsrisikoquote	-0,0007	-0,0055	0,0078
Reichtumsquote	-0,0047*	-0,0086	-0,0014

95%-Konfidenzintervalle, *=statistisch signifikant von Null verschieden

Entwicklung der Einkommensverteilung im Zeitraum 2005/2006 bis 2010/2011 hatten.

Hierzu zeigt Abbildung 4.11 zunächst die Ungleichheit in den äquivalisierten Haushaltsarbeitseinkommen gemessen durch den Gini-Koeffizienten⁵⁶, wobei auch Haushalte mit einem Arbeitseinkommen von Null berücksichtigt werden (d.h. beschäftigungslose Haushalte). Die Kurve zeigt eine leichte Tendenz sinkender Ungleichheit in den äquivalisierten Haushaltsarbeitseinkommen, welche allerdings auch daher rühren kann, dass aufgrund des Beschäftigungsaufschwungs seit 2006 immer mehr Haushalte ein positives Arbeitseinkommen beziehen, die vorher eine Arbeitseinkommen von Null erzielten.

Zum Vergleich zeigt Abbildung 4.12 die Ungleichheit in den äquivalisierten Haushaltsarbeitseinkommen bedingt auf das Vorliegen von Beschäftigung (d.h. exklusive Haushalten mit einem Arbeitseinkommen von Null). In diesem Fall verläuft der Gini-Koeffizient nach 2006 seitwärts, d.h. der in Abbildung 4.11 gezeigte Abwärtstrend ist durch die Zunahme von Beschäftigung (also die

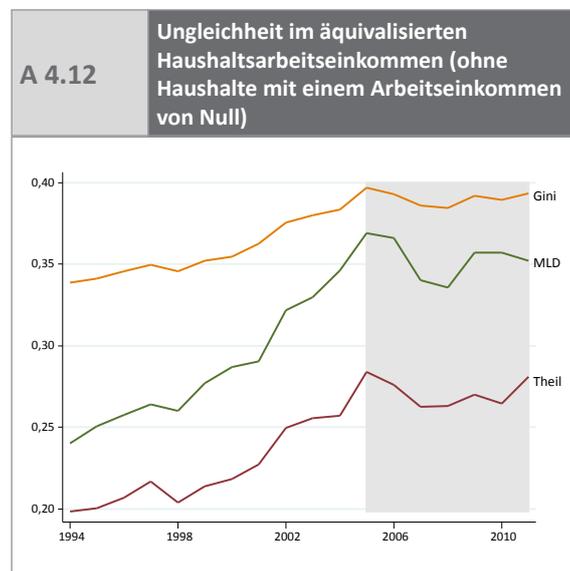
56 Aufgrund der Einbeziehung von Arbeitseinkommen in der Höhe von Null ist für die Ungleichheitsmessung in diesem Fall nur der Gini-Koeffizient geeignet.

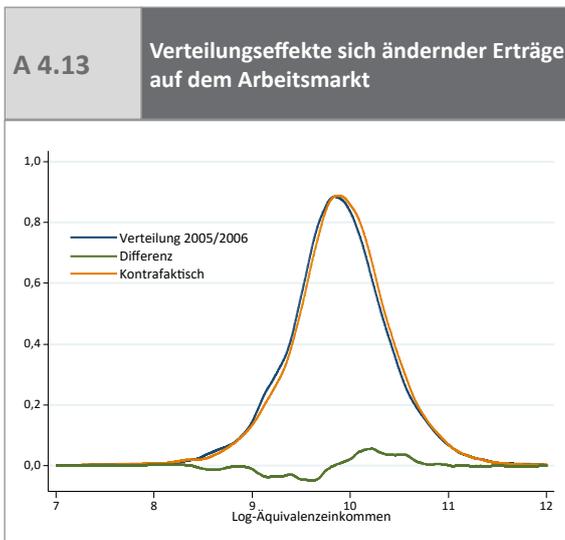
Abnahme des Anteils von Haushalten ohne jedes Arbeitseinkommen) verursacht.

Graphik 4.12 legt nahe, dass – im Gegensatz zu der Zeit vor 2006 – nach 2006 keine ungleichheitsverstärkenden Wirkungen der Entwicklung der Haushaltsarbeitseinkommen auf die Gesamtverteilung ausgehen, d.h. der langfristige Trend ungleicher werdender Haushaltsarbeitseinkommen setzt sich nach 2006 nicht fort. Um den genauen Effekt dieser Veränderungen der Haushaltsarbeitseinkommen auf die Gesamtverteilung abzuschätzen, wird wiederum eine kontrafaktische Verteilung konstruiert, die sich ergäbe, wenn man ausschließlich den Zusammenhang zwischen Haushaltscharakteristika sowie Haushaltsbeschäftigungsergebnissen und dem resultierenden Haushaltsarbeitseinkommen auf den Stand von 2010/2011 versetzen würde, alles andere aber auf dem Niveau 2005/2006 festhalten würde.⁵⁷

Der Vergleich dieser kontrafaktischen mit der tatsächlichen Einkommensverteilung ist in Abbildung 4.13 und Tabelle 4.7 dargestellt. Es zeigt sich, dass die Veränderung der Erträge auf dem Arbeitsmarkt zwischen 2005/2006 und 2010/2011 aufgrund steigender Reallöhne zu einer bloßen Rechtsverschiebung über weite Teile der Verteilung führte, nicht dagegen zu einer stärkeren Spreizung. Dies entspricht der Vermutung, die sich aus dem Verlauf in Abbildung 4.12 ergibt, dass die

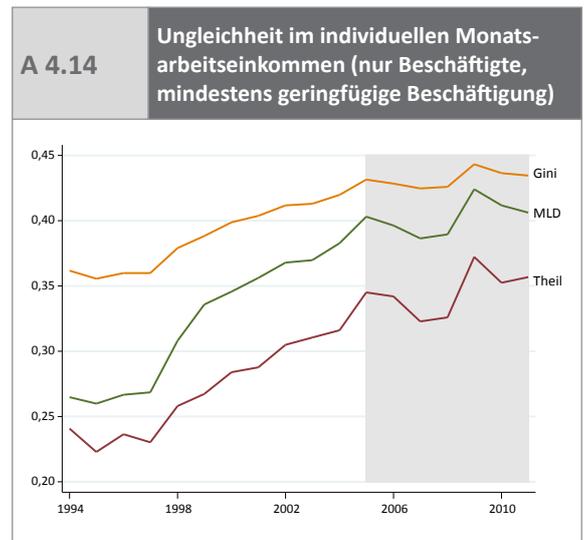
57 Siehe Anhang für eine genauere Beschreibung der Vorgehensweise.





Verteilung der Arbeitseinkommen nach 2006 keinen weiteren ungleichheitserhöhenden Einfluss ausübte. Es zeigt sich auch in den rechnerischen Effekten auf die verschiedenen Verteilungsindizes, welche (mit Ausnahme der Effekte auf das mittlere Einkommen) in den meisten Fällen statistisch insignifikant und im Übrigen von kleiner ökonomischer Größenordnung sind.

Die in Abbildung 4.12 zum Ausdruck kommende Einsicht, dass sich die Ungleichheit in den Arbeitseinkommen nach 2006 nicht weiter erhöht hat, scheint Untersuchungen auf der Grundlage anderer Datensätze wie der Stichprobe der Integrierten Arbeitsmarktbiografien (SIAB) oder der Verdienststrukturerhebung (VSE) zu widersprechen, wonach die Lohnungleichheit auch nach 2006 noch weiter ansteigt (z.B. Fitzenberger, 2012 oder Card et al., 2013). Allerdings unterscheiden sich diese Analysen von der hier durchgeführten in wesentlichen Aspekten. So werden in genannten Artikeln meist nur die individuellen Lohn-einkommen von sozialversicherungspflichtigen Vollzeitbeschäftigten untersucht, wohingegen in der vorliegenden Analyse sämtliche Arbeitseinkommen, etwa auch die aus geringfügiger und Teilzeitbeschäftigung betrachtet werden. Ein weiterer Unterschied besteht darin, dass sich die hier unternommene Untersuchung auf den Haushaltskontext bezieht, d.h. die Arbeitseinkommen aller Haushaltsmitglieder werden gepoolt und mit Hilfe einer Äquivalenzskala äquivalisiert.



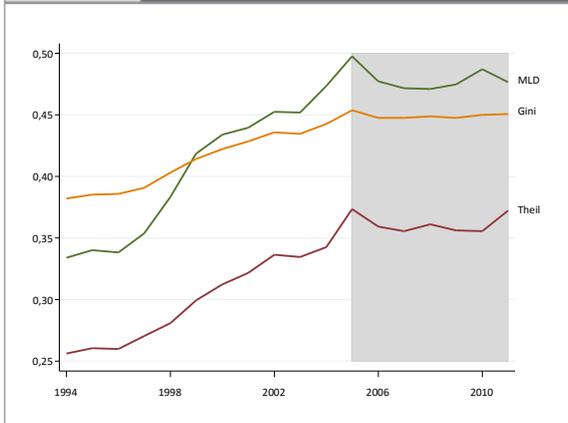
Der vielleicht größte Unterschied besteht allerdings darin, dass in den genannten Untersuchungen in der Regel die Ungleichheit in Monats-/Tagesentgelten oder Stundenlöhnen betrachtet wird, wohingegen Gegenstand der vorliegenden Analyse das kumulierte Jahresarbeitseinkommen aller Haushaltsmitglieder ist. Um diesen Aspekt näher zu beleuchten, zeigt Abbildung 4.14 die sich aus dem Sozio-ökonomischen Panel ergebende Ungleichheit in den individuellen monatlichen Arbeitseinkommen (individuelle Jahresarbeitseinkommen geteilt durch Anzahl der gearbeiteten Monate). Der in der Graphik gezeigte Kurvenverlauf illustriert, dass auch im Sozio-ökonomischen Panel die Ungleichheit in den Arbeitseinkommen pro Zeiteinheit nach 2006 weiter ansteigt.

Die Tatsache, dass die Ungleichheit zwar in den monatlichen nicht aber in den jährlichen Arbeitseinkommen weiter ansteigt, kann ihre Ursache darin haben, dass Personen aufgrund gestiegener Möglichkeiten für geringfügige Beschäftigungen und kürzerer Arbeitslosigkeitsdauern ein andernfalls geringer ausfallendes Jahresarbeitseinkommen steigern können.⁵⁸ Dass dies die Ursache für die Divergenz zwischen der Ungleichheitsentwicklung der Haushaltsarbeitseinkommen (Abbildung 4.12) und der der individuellen Monatsarbeitseinkommen (Abbildung 4.14) ist, zeigt Abbildung 4.15. Der Trend steigender Ungleichheit nach

58 Dieser Faktor der Arbeitsmenge kann leider nur unzureichend in der in Abschnitt 4.2.3. verwendeten Definition von Haushaltsbeschäftigungsergebnissen abgebildet werden.

A 4.15

Ungleichheit im individuellen Jahresarbeitseinkommen (nur Beschäftigte, mindestens geringfügige Beschäftigung)



2005 wird bereits auf der Ebene der Individuen dadurch eliminiert, dass das Jahres- und nicht das Monatseinkommen betrachtet wird. Dies belegt, dass unterjährige Variationen der Beschäftigungsmenge ausgleichend auf die Verteilung der Jahresarbeitseinkommen wirkten.

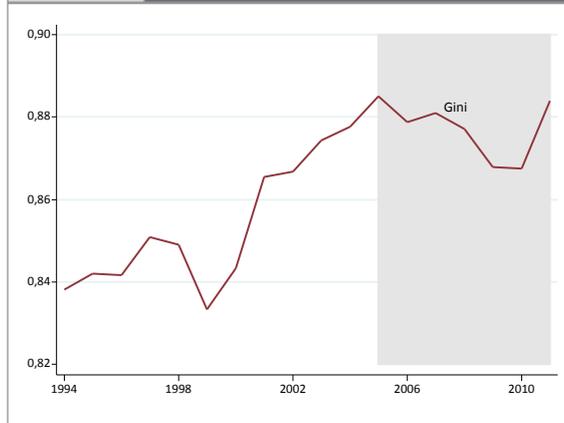
4.2.5 Änderungen in den Kapitaleinkommen

Neben den Haushaltsarbeitseinkommen können auch Veränderungen im Haushaltskapitaleinkommen und Änderungen im Verhältnis zwischen Haushaltsarbeits- und Haushaltskapitaleinkommen die Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen beeinflussen. Hierbei ist es besonders interessant, ob sich Veränderungen im Haushaltskapitaleinkommen in Folge der Finanzkrise im Jahre 2007/2008 auf die Einkommensverteilung auswirkten.

Die Entwicklung der Ungleichheit in den äquivalisierten Haushaltskapitaleinkommen unter Einschluss der Haushalte mit einem Kapitaleinkommen von Null ist in Abbildung 4.16 abgebildet. Man beachte den sehr hohen Gini-Koeffizienten von über 80%, welcher daher rührt, dass eine Mehrheit von Haushalten überhaupt kein nennenswertes Kapitaleinkommen bezieht (und daher im Allgemeinen einen Wert für das Kapitaleinkommen von Null aufweist). Die Ungleichheit in den äquivalisierten Haushaltskapitaleinkommen beginnt nach 2005 zu sinken – in beschleunigter Weise nach der Finanzkrise 2007 – bevor sie in allerjüngster Zeit wieder zum Stand von 2005 zurückkehrt.

A 4.16

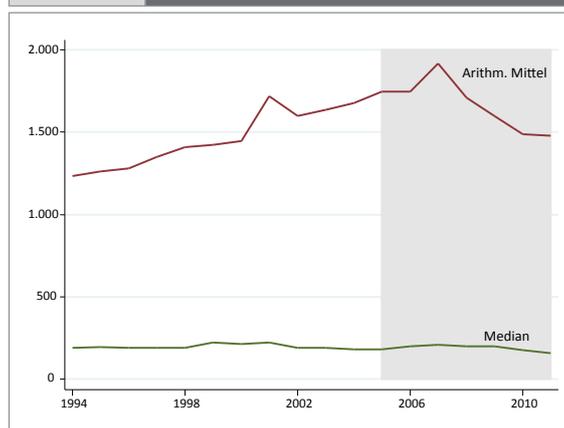
Ungleichheit im äquivalisierten Haushaltskapitaleinkommen (incl. Haushalten mit einem Kapitaleinkommen von Null)



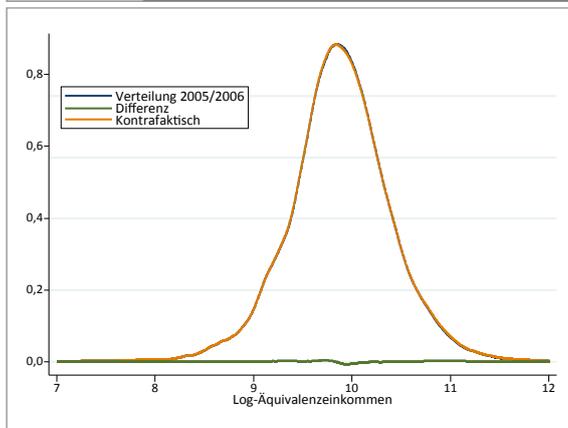
Wie Abbildung 4.17 zeigt, scheint Grund hierfür zu sein, dass die mittleren Kapitalerträge der Haushalte, die überhaupt Kapitaleinkommen beziehen, nach einer langen Phase des Anstiegs, nach 2007 zurückgehen. Um den Effekt dieser Änderungen auf die Nettoäquivalenzeinkommensverteilung abzuschätzen, wird im Folgenden wiederum eine kontrafaktische Einkommensverteilung konstruiert, die sich ergeben würde, wenn ausschließlich die Verteilung der Kapitaleinkommen auf den Stand von 2010/2011 gesetzt würde, der Rest aber auf dem Stand von 2005/2006 festgehalten würde. Hierbei wird angenommen, dass sich der Rang eines Haushalts in der Verteilung der Kapitaleinkommen über die Zeit nicht ändert. Dies heißt zum Beispiel, dass einem Haushalt, der 2005/2006 dem 36ten Perzentil der Kapitalein-

A 4.17

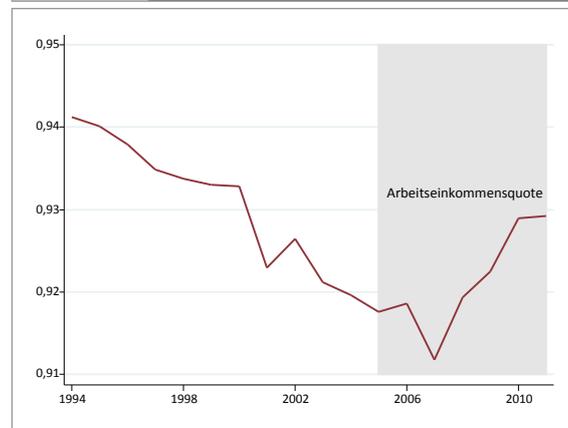
Mittleres äquivalisiertes Haushaltskapitaleinkommen (Euro/Jahr, nur Haushalte mit positivem Kapitaleinkommen)



A 4.18 Verteilungseffekte sich ändernder Kapitaleinkommen



A 4.19 Verhältnis von Haushaltsarbeitseinkommen zu Haushaltseinkommen



kommensverteilung angehörte, der Wert des entsprechenden 36ten Perzentils der Kapitaleinkommensverteilung von 2010/2011 imputiert wird.⁵⁹

Wie sich aus Abbildung 4.18 und Tabelle 4.8 ablesen lässt, sind die auf diese Weise zu ermittelnden Verteilungseffekte sich ändernder Kapitaleinkommen minimal bzw. kaum wahrnehmbar. Der Grund hierfür dürfte – neben der Tatsache, dass die Veränderungen in der Kapitaleinkommensverteilung

59 Siehe Anhang für eine genauere Beschreibung der Vorgehensweise.

an sich schon gering sind – daran liegen, dass Kapitaleinkommen ohnehin nur einen kleinen Anteil am Haushaltseinkommen (definiert als Summe von Haushaltsarbeits- und Haushaltskapitaleinkommen) stellen.

Wie in Abbildung 4.19 zu sehen, betrug dieser Anteil im Jahr 2006 um die 7%. Interessanterweise begann der Anteil der Kapitaleinkommen an den Haushaltseinkommen ab 2007 wieder zu sinken, nachdem er über einen längeren Zeitraum leicht anstieg (von ca. 5% im Jahre 1994 auf ca. 7.5% im Jahre 2007).

T 4.8 Verteilungseffekte sich ändernder Kapitaleinkommen

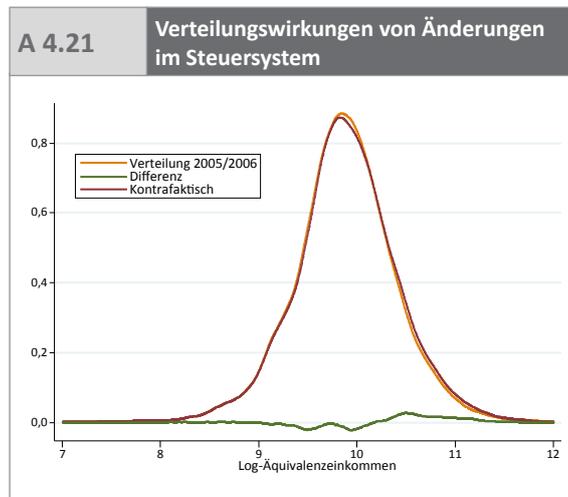
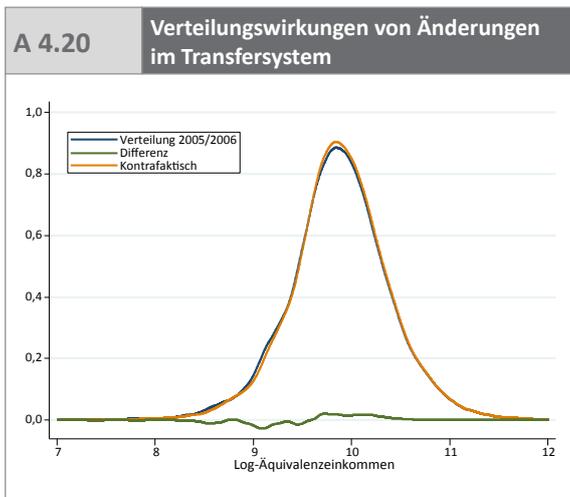
Verteilungsindex	Änderung	Untere Konfidenzgrenze	Obere Konfidenzgrenze
Arithm. Mittel (Euro/Jahr)	88,44	-44,39	121,73
Median (Euro/Jahr)	-26,05	-60,86	24,53
P90/P10	0	-0,01512	0,04623
P90/P50	0	-0,00759	0,02389
P50/P10	0	-0,00409	0,00241
Theil	-0,00080	-0,00168	0,00405
MLD	0,00348	-0,00214	0,00423
Gini	0,00394	-0,00240	0,00481
Armutsrisikoquote	0,00015	-0,00051	0,00050
Reichtumsquote	0,00182	-0,00005	0,00294

95%-Konfidenzintervalle, *=statistisch signifikant von Null verschieden

T 4.9 Verteilungswirkungen von Änderungen im Transfersystem

Verteilungsindex	Änderung	Untere Konfidenzgrenze	Obere Konfidenzgrenze
Arithm. Mittel (Euro/Jahr)	230,41*	123,12	242,01
Median (Euro/Jahr)	157,09*	129,91	221,06
P90/P10	-0,1234*	-0,1359	-0,0719
P90/P50	-0,0227*	-0,0250	0
P50/P10	-0,0431*	-0,0518	-0,0329
Theil	-0,0061*	-0,0066	-0,0014
MLD	-0,0021*	-0,0077	-0,0013
Gini	-0,0016*	-0,0076	-0,0012
Armutsrisikoquote	-0,0067*	-0,0082	-0,0053
Reichtumsquote	-0,0010*	-0,0014	-0,0006

95%-Konfidenzintervalle, *=statistisch signifikant von Null verschieden



Die hier angestellte Betrachtung der Haushaltskapitaleinkommen unterliegt der wichtigen Beschränkung, dass im Sozio-ökonomischen Panel (trotz der Einbeziehung der sog. Hocheinkommensstichprobe) der obere Rand der Verteilung unterrepräsentiert ist. Es ist bekannt, dass sich sehr hohe Kapitaleinkommen besonders im obersten Bereich der Verteilung konzentrieren, welcher vom Sozio-ökonomischen Panel nur unzureichend abgedeckt wird. Dies ist bei der Interpretation der hier präsentierten Ergebnisse zu beachten. Es ist allerdings unklar, wie groß die dadurch verursachte Verzerrung sein kann.

4.2.6 Änderungen im Transfersystem⁶⁰

Nach den fundamentalen Änderungen durch die zum 1.1.2005 in Kraft getretene Hartz-IV-Reform kam es im Beobachtungszeitraum im deutschen Transfersystem nur zu kleineren Anpassungen in einzelnen Regelsätzen und Freibeträgen. Ausnahmen hiervon sind die (Wieder-)Verlängerung der maximalen Bezugsdauer für ältere Arbeitnehmer von 18 auf 24 Monate zum 1.1.2008 (nachdem diese im Zuge der Hartz-IV-Reform zum 1.1.2005 generell auf 18 Monate verkürzt wurde) sowie die Abschaffung des sog. Armutsgewöhnungszuschlags zum 1.1.2011, welcher für einen Zeitraum von zwei Jahren das abrupte Abfallen des (vom Voreinkommen abhängigen) ALG I auf das durch

das ALG II definierte Existenzminimum abmilderte.

Um die Wirkungen der im Untersuchungszeitraum eingetretenen Änderungen im Transfersystem auf die Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen abzuschätzen, wird im Folgenden das Simulationsmodell des Forschungsinstituts zur Zukunft der Arbeit (IZA) IZAΨMOD eingesetzt, um zu ermitteln, wie sich die Einkommensverteilung darstellen würde, wenn sich ausschließlich die beschriebenen Änderungen im Transfersystem auf den Stand von 2010/2011 vollzogen hätten, alles andere aber auf dem Stand von 2005/2006 festgehalten worden wäre.⁶¹

Der sich ergebenden Effekte auf die Verteilung sind in Abbildung 4.20 und Tabelle 4.9 dargestellt. Die Effekte sind zwar durchgängig statistisch signifikant, aus ökonomischer Sicht aber wiederum

⁶⁰ Siehe Kapitel 5 für eine noch ausführlichere Analyse der Wirkungen des deutschen Steuer- und Transfersystems im Zeitablauf.

⁶¹ Siehe Anhang für eine genauere Beschreibung der Vorgehensweise. Einzelheiten zum IZAΨMOD finden sich in Peichl et al. (2010) sowie in Kapitel 5. In der von uns verwendeten Fassung berücksichtigt IZAΨMOD die Anpassung von Regelsätzen, Freibeträgen u.ä. sowie die Abschaffung des Armutsgewöhnungszuschlags. Nicht berücksichtigt wird die Verlängerung der Bezugsdauer des ALG I für Ältere. Es ist aber nicht davon auszugehen, dass diese erhebliche Verteilungseffekte gehabt hat, da sie nur eine relativ kleine Personengruppe betraf und die Analyse im Vorgutachten (IAW 2013) ergab, dass die viel erheblicheren Verkürzungen von ALG I im Zuge von Hartz-IV schon kaum wahrnehmbare Verteilungswirkungen aufwiesen.

T 4.10 Verteilungswirkungen von Änderungen im Steuersystem			
Verteilungsindex	Änderung	Untere Konfidenzgrenze	Obere Konfidenzgrenze
Arithm. Mittel (Euro/Jahr)	392,86*	129,18	540,95
Median (Euro/Jahr)	183,40*	157,00	323,99
P90/P10	0,0732*	0,0534	0,1711
P90/P50	0,0281*	0,0152	0,0746
P50/P10	0,0103*	0,0072	0,0208
Theil	-0,0148	-0,0276	0,0088
MLD	0,0025	-0,0104	0,0077
Gini	0,0047	-0,0093	0,0085
Armutrisikoquote	0,0015*	0,0008	0,0034
Reichtumsquote	0,0071*	0,0031	0,0079

95%-Konfidenzintervalle, *=statistisch signifikant von Null verschieden

sehr klein. Der größte Effekt ergibt sich für die Armutrisikoquote, welche - vermutlich aufgrund der Anpassung von Regelsätzen - um ca. 0,7% sinkt. Allerdings sollte man Änderungen dieser kleinen Größenordnung nicht überbewerten, weil auch davon auszugehen ist, dass es eine gewisse Fehlermarge aufgrund möglicher Spezifikationsfehler der ökonometrischen Schätzung sowie des Simulationsmodells gibt. Allgemein betreffen die Änderungen im Transfersystem ausschließlich den untersten Teil der Verteilung, was der Erwartung entspricht, weil nur solche Haushalte überhaupt nennenswerte Transfers erhalten.

4.2.7 Änderungen im Steuersystem⁶²

Der letzte hier betrachtete Faktor mit potentiell wichtigen Auswirkungen auf die Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen sind Änderungen des deutschen Einkommenssteuersystems. Neben kleineren Anpassungen von Freibeträgen kam es im Untersuchungszeitraum insbesondere zu zwei Änderungen, nämlich der Einführung der sog. Reichensteuer zum 1.1.2007 (Grenzsteuersatz von 45% statt 42% für Einkommen über 250.000 Euro im Jahr) sowie der Einführung der Abgeltungs-

62 Siehe Kapitel 5 für eine noch ausführlichere Analyse der Wirkungen des deutschen Steuer- und Transfersystems im Zeitablauf.

steuer zum 1.1.2009 (Quellenbesteuerung von Kapitalerträgen zu 25% anstelle des persönlichen Steuertarifs).

Um die Verteilungswirkungen dieser Änderungen abzuschätzen, wird eine Einkommensverteilung konstruiert, die sich ergeben würde, wenn sich ausschließlich das Steuersystem auf den Stand von 2010/2011 geändert hätte, alle anderen Verteilungsparameter aber auf dem Stand 2005/2006 festgehalten würden. Hierzu werden, wie im Vorgutachten (IAW 2013), die vom DIW für das Sozioökonomische Panel simulierten Haushaltseinkommenssteuerlasten verwendet, um den Steuertarif nachzuschätzen und diesen in kontrafaktischer Weise auf die Situation von 2005/2006 anzuwenden.⁶³

Das Ergebnis dieser Analyse ist in Abbildung 4.21 und in Tabelle 4.10 dargestellt. Graphisch ergeben sich kleinere Verteilungswirkungen im oberen Bereich der Verteilung, was der Erwartung entspricht, dass die Einführung der Abgeltungssteuer und der Reichensteuer vor allem den oberen Rand

63 Siehe Anhang sowie IAW (2013) für eine genauere Beschreibung der Vorgehensweise. Der ursprüngliche Plan, das Simulationsmodell des IZA für die Simulation kontrafaktischer Steuerlasten zu verwenden, ließ sich in der zur Verfügung stehenden Zeit nicht seriös umsetzen, weil sich die im vorliegenden Kapitel verwendeten Variablenabgrenzungen und Modellspezifikationen zu sehr vom Steuererteil des IZA Modells unterscheiden.



der Verteilung betreffen. In der Tat erscheint es so als ob der obere Bereich der Verteilung netto von den betrachteten Reformen profitiert hat. Ökonomisch gesehen sind die resultierenden Effekte auf verschiedene Verteilungsindizes aber wieder von so kleiner Größenordnung (s. Tabelle 4.10), dass aufgrund dieser Messungen kaum von substantiellen Verteilungseffekten der betreffenden Steuerreformen gesprochen werden kann. Hierbei muss allerdings wieder berücksichtigt werden, dass – wie oben dargestellt – der obere Bereich der Einkommensverteilung im Sozio-ökonomischen Panel unterrepräsentiert ist, was zu einer Unterschätzung des Effekts gerade im Falle der Reichensteuer und der (ebenfalls hohe Einkommen betreffende) Abgeltungssteuer führen kann.

4.3 Mögliche Effekte der Finanzkrise 2007/2008

In einer gesonderten Betrachtung sollen an dieser Stelle mögliche Effekte der Finanzkrise ab 2007 auf die deutsche Einkommensverteilung diskutiert werden. Die Finanzkrise begann im Jahre 2007 als Immobilienkrise in den Vereinigten Staaten und fand im Jahre 2008 mit dem Zusammenbruch der Großbank Lehman Brothers ihren vorläufigen Höhepunkt. In Deutschland führte die Finanzkrise zu einem Einbruch des Bruttoinlandsproduktes um 5,6% im Jahre 2009, welcher allerdings von einer schnellen Erholung abgelöst wurde und überraschend geringe Wirkungen auf den deutschen Arbeitsmarkt hatte (s. Möller, 2010). Aufgrund der sich über die ganze Welt verbreitenden Krisensymptome auf den Finanzmärkten und aufgrund der expansiven Reaktionen der Zentralbanken kam es in der Folgezeit zu Vermögenseinbrüchen und sinkenden Renditen auf den Kapitalmärkten.

Im zeitlichen Zusammenhang mit der Finanzkrise sind in den oben gezeigten Reihen zur Entwicklung der Einkommensverteilung folgende Auffälligkeiten zu beobachten:

Das mittlere äquivalisierte Haushaltskapitaleinkommen beginnt nach 2007 nach einer langen Wachstumsphase zu sinken.

Die Ungleichheit im äquivalisierten Haushaltskapitaleinkommen sinkt nach 2007 deutlicher und zieht erst nach 2010 wieder an.

Die Reichtumsquote sinkt von 2008 auf 2009 ebenfalls deutlich (s. Abbildung 4.1) und zieht dann wieder an. Eine ähnliche Entwicklung ist beim P90/P50-Verhältnis zu beobachten, wo sie aber schon vor 2007 beginnt (s. Abbildung 4.1).

Der Anteil der Haushaltskapitaleinkommen am Haushaltseinkommen sinkt nach 2007 wieder leicht, nachdem er davor über längere Zeit angestiegen war (s. Abbildung 4.19).

In den Zeitreihen zum mittleren Haushaltsarbeits-einkommen und zur Ungleichheit im Arbeitseinkommen sind dagegen keine Auffälligkeiten im unmittelbaren zeitlichen Zusammenhang mit der Finanzkrise zu beobachten (s. Abbildung 4.12 und Abbildung 4.22). Dies entspricht der Wahrnehmung, dass die Finanzkrise und die ihr folgende Weltwirtschaftskrise überraschenderweise praktisch keine dauerhaften negativen Auswirkungen auf den deutschen Arbeitsmarkt hatten.

Zusammenfassend kann festgestellt werden, dass die Finanzkrise und die ihr folgende Weltwirtschaftskrise nach den auf der Grundlage des Sozio-ökonomischen Panels zu messenden Effekten keine merklichen Auswirkungen auf die deutsche Einkommensverteilung gehabt haben. Zwar gibt es kleinere Auffälligkeiten in der Verteilung der Haushaltskapitaleinkommen, diese hatten aber keine spürbaren Auswirkungen auf die Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen (s. Abschnitt 4.3.5). Letztere erscheint viel wesentlicher von der Verteilung der Haushaltsarbeitseinkommen determiniert, welche aber im zeitlichen Zusammenhang mit der Finanzkrise keinerlei Auffälligkeiten aufweisen.

4.4 Zusammenfassender Befund

Die Entwicklung der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen war im Untersuchungszeitraum 2005/2006 bis 2010/2011 durch relative Stabilität gekennzeichnet. Die Einkommensungleichheit wies einen leichten Abwärtstrend auf, welcher aber nicht statistisch signifikant war. Die Armutsrisikoquote verzeichnete einen leichten, ebenfalls nicht statistisch signifikanten Anstieg, welcher aber ausschließlich dadurch erklärt werden kann, dass die vom Medianeinkommen abhängige Armutsgrenze im Berichtszeitraum ebenfalls anstieg.

Keine der betrachteten Veränderungen des Arbeitsmarkts, der demografischen Zusammensetzung der Bevölkerung und der Ausgestaltung des Steuer- und Transfersystems übten im untersuchten Zeitraum starke Effekte auf die Verteilung aus. Dies mag insbesondere im Hinblick auf den seit 2006 zu beobachtenden Beschäftigungsaufschwung überraschen. Es scheint aber so zu sein, dass dieser verteilungsneutral verläuft. In der Verteilung der jährlichen Haushaltsarbeitseinkommen ergibt sich auch auf Grund der steigenden Beschäftigung ein leichter Trend zu sinkender Ungleichheit, welcher vermutlich zum (statistisch nicht signifikanten) Trend sinkender Ungleichheit auf aggregierter Ebene beiträgt. Auch wenn man nur Haushalte mit Beschäftigung betrachtet, scheint der bis 2005/2006 anhaltende Trend zu steigender Ungleichheit im jährlichen Haushaltsarbeitseinkommen nach 2006 gestoppt. Für monatliche Haushaltsarbeitseinkommen besteht weiterhin ein leicht steigender Trend, was darauf hindeutet, dass wegfallende Arbeitslosigkeit oder unterjährige Variationen der Beschäftigungsmenge ausgleichend auf die Verteilung der Jahresarbeitseinkommen wirken.

Insgesamt erscheint die Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen im betrachteten Zeitraum aber stabil, weil zugrunde liegende Faktoren ihrerseits stabil waren oder aber keinen wesentlichen Verteilungseffekt aufwiesen.

4.5 Anhang: Ökonometrische Methodik

Dieser Anhang dokumentiert die genaue Vorgehensweise bei der Berechnung des Verteilungseffektes der einzelnen Faktoren.

4.6.1 Veränderungen der Haushaltsstruktur

Die kontrafaktische Einkommensverteilung (genauer: Einkommensdichte) ergibt sich als

$$f_{cf}(y) = \sum_{j=1}^6 w_{1j} f_{0j}(y)$$

wobei $f_{0j}(y)$ die Einkommensverteilung der Personen in Haushalten vom Typ j in der Basisperiode 2005/2006 ist (es gibt sechs verschiedene Haushaltstypen, s. 4.2.1.). Die kontrafaktischen Gewichte w_{1j} sind die Bevölkerungsanteile der Personen in diesen Haushaltstypen, jedoch nicht in der

Basisperiode 0 (d.h. 2005/2006), sondern in der Zielperiode 1 (d.h. 2010/2011).

4.6.2 Veränderungen weiterer Haushaltscharakteristika

Die kontrafaktische Einkommensverteilung von Personen in Haushalten vom Typ j , die sich ergeben würde, wenn sich ausschließlich die in Abschnitt 4.2.2 definierten Haushaltscharakteristika x verändert würden, ist definiert als

$$\begin{aligned} f_{cf,j}(y) &= \int_e \int_x f_{0j}(y|x, e) dF_{0j}(e|x) dF_{1j}(x) \\ &= \int_e \int_x f_{0j}(y|x, e) dF_{0j}(e|x) \left[\frac{dF_{1j}(x)}{dF_{0j}(x)} \right] dF_{0j}(x) \end{aligned}$$

wobei e die in Abschnitt 4.2.3 definierten Haushaltsbeschäftigungskonstellationen darstellen.⁶⁴ Die Umgewichtungsfaktoren

$$\frac{dF_{1j}(x)}{dF_{0j}(x)} = \frac{P_j(x|t=1)}{P_j(x|t=0)} = \frac{P_j(t=1|x)}{P_j(t=0|x)} \cdot \frac{P_j(t=0)}{P_j(t=1)}$$

werden mit der Hilfe von Vorhersagen aus Logit-Modellen $P_j(t=1|x)$, $P_j(t=0|x)$ getrennt für jeden Haushaltstyp j berechnet. Die Größen $P_j(t=1)$, $P_j(t=0)$ bezeichnen die Stichprobenanteile von Stichprobenzeitraum $t=1$ bzw. $t=0$ (d.h. 2010/2011 bzw. 2005/2006). Die Einkommensverteilung der Gesamtbevölkerung ergibt sich jeweils als Aggregation über die verschiedenen Haushaltstypen j , d.h. als

$$f_{cj}(y) = \sum_{j=1}^6 w_{0j} f_{cf,j}(y)$$

64 Die hier verwendete Umgewichtungstechnik wurde von DiNardo et al. (1996) vorgeschlagen.

4.6.3 Veränderungen in Haushaltsbeschäftigungsergebnissen

Die kontrafaktische Einkommensverteilung von Personen in Haushalten vom Typ j , die sich ergeben würde, wenn sich ausschließlich die Neigung von Haushalten mit Haushaltcharakteristika x verändern würde, ein bestimmtes Haushaltsbeschäftigungsergebnis e zu erzielen, ist definiert als

$$f_{cf,j} = \int_e \int_x f_{0j}(y|x, e) dF_{1j}(e|x) dF_{0j}(x) \\ = \int_e \int_x f_{0j}(y|x, e) \left[\frac{dF_{1j}(e|x)}{dF_{0j}(e|x)} \right] dF_{0j}(e|x) dF_{0j}(x)$$

Die entsprechenden Umgewichtungsfaktoren werden berechnet als

$$\frac{dF_{1j}(e|x)}{dF_{0j}(e|x)} = \frac{P_{1j}(e|x)}{P_{0j}(e|x)}$$

wobei die auf Haushaltscharakteristika x bedingten Wahrscheinlichkeiten $P_{1j}(e|x)$ für ein bestimmtes Haushaltsbeschäftigungsergebnis e in der Zielperiode 1 bzw. in der Basisperiode 0, d.h. $P_{0j}(e|x)$ als Vorhersagen eines ordinalen Logit-Modells für e gegeben x geschätzt werden.

4.6.4 Veränderungen in den Erträgen individueller Charakteristika auf dem Arbeitsmarkt

Ein kontrafaktisches Haushalts-Nettoeinkommen aus der Sicht der Basisperiode 0, welches sich ergibt, wenn berücksichtigt wird, dass ein Haushalt mit Charakteristika x und Beschäftigungsergebnis e aufgrund der Veränderungen in den Erträgen auf dem Arbeitsmarkt ein um den Betrag $\hat{\Delta}y_{\text{Arbeit}}$ geändertes Arbeitseinkommen erhält, wird konstruiert als

$$y_{cf} = y_{\text{Markt}} + \hat{\Delta}y_{\text{Arbeit}} + y_{\text{Trans}} \\ - y_{\text{SVB}} \frac{y_{\text{Arbeit}} + \hat{\Delta}y_{\text{Arbeit}}}{y_{\text{Arbeit}}} \\ - \text{tax}_0 \left(y_{\text{St}} + \hat{\Delta}y_{\text{Arbeit}} \right)$$

wobei y_{markt} , y_{trans} , y_{svb} , y_{st} das Haushaltseinkommen (d.h. Einkommen aus Arbeit sowie aus Kapital bzw. Vermögen), die vom Haushalt erhaltenen staatlichen Transfers, die vom Haushalt zu entrichtenden Sozialversicherungsbeiträge, sowie das zu versteuernde Einkommen des Haushalts

bezeichnen. Man beachte, dass sich aufgrund des kontrafaktisch geänderten Arbeitseinkommens auch die Sozialversicherungsbeiträge und die Einkommenssteuerlast des Haushalts verändern, was in den beiden letzten Termen berücksichtigt wird.⁶⁵

Der Verschiebungsfaktor $\hat{\Delta}y_{\text{Arbeit}}$ ergibt sich als,

$$\hat{\Delta}y_{\text{Arbeit}} = z'_0 \hat{\beta}_{1j} - z'_0 \hat{\beta}_{0j}$$

d.h. als Unterschiedsbetrag aufgrund sich von $\hat{\beta}_{0j}$ auf $\hat{\beta}_{1j}$ geänderter Erträge für Haushaltseigenschaften $z=(e,x)$. Die Erträge $\hat{\beta}_{0j}$ bzw. $\hat{\beta}_{1j}$ für Haushaltseigenschaften $z=(e,x)$ auf dem Arbeitsmarkt werden durch Regressionen des Haushaltsarbeitseinkommens y_{Arbeit} auf Haushaltseigenschaften $z=(e,x)$ in der jeweiligen Periode geschätzt. Hierbei werden für jeden der sechs Haushaltstypen getrennte Schätzungen durchgeführt. In den Regressionen werden auch Interaktionen zwischen Beschäftigungsergebnissen e und den Elementen von x sowie Interaktionen der Elemente von x untereinander aufgenommen.

4.6.5 Änderungen in den Kapitaleinkommen

Ein kontrafaktisches Haushalts-Nettoeinkommen, das sich ergibt wenn man annimmt, dass sich ausschließlich die Lage und Streuung der Haushalts-Kapitaleinkommen auf die Zielperiode 2010/2011 verändern (und Haushalte ihren Rang innerhalb der Kapitaleinkommensverteilung behalten), ist definiert als

$$y_{cf} = y_{\text{Markt}} + \hat{\Delta}y_{\text{Kapital}} + y_{\text{Trans}} \\ - y_{\text{SVB}} - \text{tax}_0 \left(y_{\text{St}} + \hat{\Delta}y_{\text{Kapital}} \right)$$

wobei sich der individuelle Verschiebungsfaktor für das Kapitaleinkommen ergibt als

$$\hat{\Delta}y_{\text{Kapital}} = - y_{\text{Kapital}} \\ + \text{Perzentil}_1(\text{HH-Rang}_0) \frac{y_{\text{Kapital}}}{\text{Perzentil}_0(\text{HH-Rang}_0)}$$

65 Das faktische Steuersystem der Basisperiode $\text{tax}_0(\cdot)$ wird wie in 4.2.7 beschrieben durch Regression der im Sozio-ökonomischen Panel angegebenen (durch das DIW simulierten) Steuerlasten der Basisperiode auf das zu versteuernde Einkommen der Basisperiode ermittelt.

Hierbei sind $Perzentil_1(.)$ und $Perzentil_0(.)$ die Perzentile der Verteilung der Haushaltskapitaleinkommen in der Zielperiode 1 (d.h. 2010/2011) bzw. in der Basisperiode 0 (d.h. 2005/2006). Man beachte, dass wiederum auch der Nachsteuereffekt sich ändernder Kapitaleinkommen berücksichtigt wird.

4.6.6 Änderungen im Transfersystem

Das entsprechende kontrafaktische Haushaltsnettoeinkommen bei ausschließlicher Veränderung staatlicher Transfers auf das Niveau von 2010/2011 wird berechnet als

$$y_{c.f} = y_{\text{Markt}} + y_{\text{Trans}} - y_{\text{SVB}} - \text{tax}_0(y_{\text{St}}) + (\text{IZA}\Psi\text{MOD}_{\text{Trans},1} - \text{IZA}\Psi\text{MOD}_{\text{Trans},0})$$

wobei $\text{IZA}\Psi\text{MOD}_{\text{Trans},1}$, $\text{IZA}\Psi\text{MOD}_{\text{Trans},0}$ die durch das IZAΨMOD-Simulationsmodell für den jeweiligen Haushalt simulierten Transferzahlungen im Transfersystem der Zielperiode 1 (d.h. 2010/2011) bzw. im System der Basisperiode 0 (d.h. 2005/2006) sind. D.h. die kontrafaktische Differenz der Transferzahlungen

$$\text{IZA}\Psi\text{MOD}_{\text{Trans},1} - \text{IZA}\Psi\text{MOD}_{\text{Trans},0}$$

wird den im Sozio-ökonomischen Panel erfragten Haushaltstransferzahlungen y_{trans} zugeschlagen.

4.6.7 Änderungen im Steuersystem

Das kontrafaktische Haushaltsnettoeinkommen bei ausschließlicher Änderung des Steuersystems auf das der Zielperiode 1 (d.h. 2010/2011) ergibt sich als

$$y_{c.f} = y_{\text{Markt}} + y_{\text{Trans}} - y_{\text{SVB}} - \text{tax}_1(y_{\text{St}})$$

wobei $\text{tax}_1(y_{\text{St}})$ das kontrafaktische Steuersystem der Zielperiode angewendet auf das zu versteuernde Einkommen der Basisperiode bezeichnet. Das Steuersystem $\text{tax}_1(.)$ wird durch Regression der im Sozio-ökonomischen Panel angegebenen (durch das DIW simulierten) Haushaltssteuerlasten auf das unter Berücksichtigung von Freibeträgen u.ä. berechnete zu versteuernde Einkommen geschätzt (getrennt für alle Haushaltstypen). Die verwendeten, vom DIW simulierten Steuerlasten berücksichtigen alle Änderungen in steuerlichen Freibeträgen u.ä., die Einführung der Reichensteuer zum 1.1.2007 sowie die Einführung der Abgeltungssteuer zum 1.1.2009.⁶⁶

Man beachte, dass die hier betrachteten Auswirkungen der Änderungen im Steuer- und Transfersystem Effekte sind, die sich rein rechnerisch aufgrund der geänderten Tarife, Bezugsbedingungen und Transferhöhen ergeben. Es werden keinerlei Verhaltensreaktionen bei den Betroffenen modelliert, die in der Realität zu zusätzlichen Einkommensänderungen und daher Änderungen in der Gesamtverteilung führen könnten. Angesichts der ohnehin sehr kleinen rechnerischen Effekte der Änderungen im Steuer- und Transfersystem erscheint dies aber nicht als Problem.

66 Wir danken Markus Grabka vom DIW für seine Auskünfte zu den Details des vom DIW für die Einkommenssteuervariable des Sozio-ökonomischen Panels verwendeten Simulationsmodells.

5. Verteilungswirkungen des deutschen Steuer- und Transfersystems im Zeitablauf

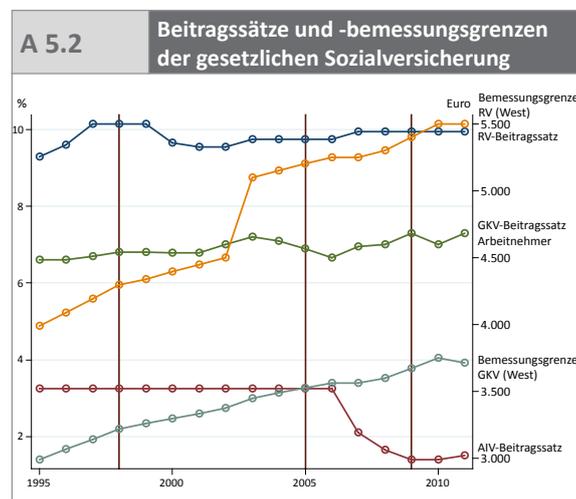
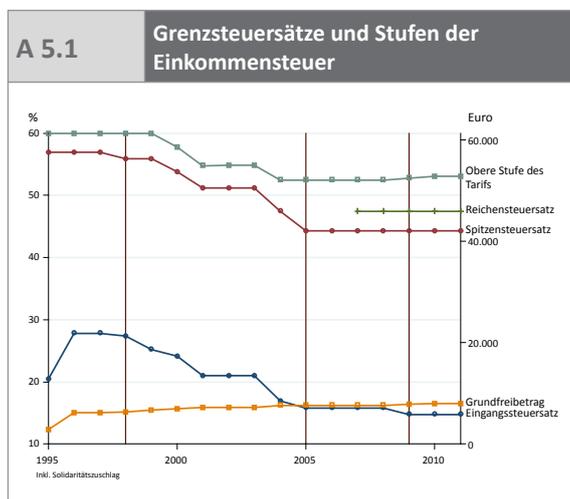
5.1. Überblick über die wesentlichen Reformen seit Mitte der 1990er-Jahre

Die Ungleichheit in der Verteilung von Markteinkommen ist das Resultat verschiedener Einflussfaktoren und wird in Deutschland durch staatliche Eingriffe mit Hilfe des Steuer- und Transfersystems deutlich reduziert. Hierbei spielt insbesondere die progressive Einkommensteuer eine wichtige Rolle. Hinzu kommen Sozialtransfers wie das Arbeitslosengeld II, die Sozialhilfe oder das Kindergeld. Auch den Regelungen der gesetzlichen Sozialversicherungen können Verteilungswirkungen zugerechnet werden.

Der Umfang der Umverteilung durch die Ausgestaltung der Steuer-, Abgaben- und Sozialpolitik hat sich jedoch in den vergangenen 20 Jahren auf Grund von verschiedenen Reformen verändert. Dies sei beispielhaft verdeutlicht an den folgenden Abbildungen, die die Entwicklung einiger zentraler Parameter des Steuer-, Abgaben- und Sozialsystems über die Zeit darstellen. Die vertikalen Linien in jeder Grafik markieren die drei Regierungswechsel im betrachteten Zeitraum.

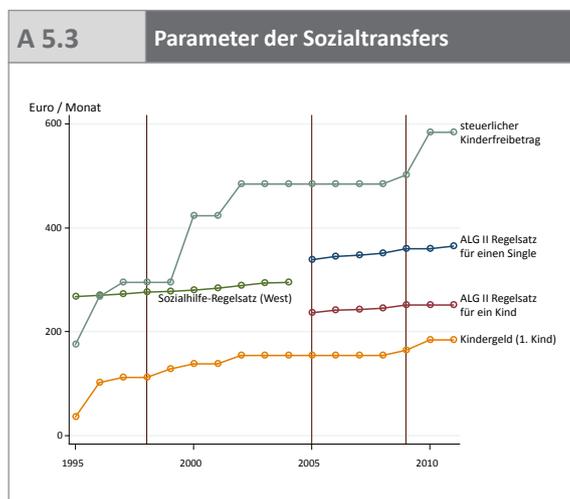
In Abbildung 5.1 sind der Verlauf des Eingangs-, Spitzen- und Reichensteuersatzes in Prozent (inklusive Solidaritätszuschlag, linke Skala) sowie das zu versteuernde Einkommen in Euro, ab dem der Eingangs- bzw. Spitzensteuersatz jeweils greift (rechte Skala), dargestellt. Insbesondere im Zeitraum zwischen den Jahren 2000 und 2005 sind die Steuersätze in der Einkommensteuer deutlich reduziert worden. Der Spitzensteuersatz wurde von 56 Prozent (inkl. Solidaritätszuschlag) auf 44,3 Prozent ebenso gesenkt wie das Einkommensniveau, ab dem dieser greift, von rund 61.400 auf etwa 53.000 Euro. Im gleichen Zeitraum wurde der Eingangssteuersatz von annähernd 30 auf knapp 15 Prozent reduziert, während der Grundfreibetrag kontinuierlich, aber in geringem Maße angehoben wurde.

Neben der Einkommensteuer entfalten auch die Arbeitnehmerbeiträge zu den gesetzlichen Sozialversicherungen, die insbesondere von der Mittelschicht getragen werden, einen nicht unerheblichen Beitrag zur Umverteilung. In Abbildung 5.2 sind die Entwicklungen der einzelnen Beitragsätze (in Prozent, linke Skala) sowie die Beitragsbemessungsgrenzen (in Euro/Monat, rechte Skala)



dargestellt. Während die Beitragssätze für Renten- und Krankenversicherung relativ konstant geblieben bzw. nur in geringem Maße angestiegen sind, wurde der Beitragssatz zur Arbeitslosenversicherung zwischen den Jahren 2006 und 2009 deutlich von 3,25 auf 1,5 Prozent reduziert. Zudem wurden die Beitragsbemessungsgrenzen kontinuierlich entsprechend der Lohn- und Preisentwicklung angehoben. Zusätzlich wurde die Beitragsbemessungsgrenze der Rentenversicherung zum Jahr 2003 einmalig deutlich angehoben.

Schließlich erfolgt die staatliche Einkommensumverteilung in erheblichem Umfang durch sozialstaatliche Transfers. In Abbildung 5.3 sind die Regelsätze für wenige Beispiele dargestellt. So hat es zwar eine weit reichende Systemumstellung von Sozial- und Arbeitslosenhilfe (bis 2004) auf das Arbeitslosengeld II (seit 2005) im Rahmen der so genannten „Hartz“-Gesetzgebung gegeben, innerhalb der Systeme wurden die Regelsätze allerdings in diesem Zeitraum weitestgehend der Entwicklung der Lebenshaltungskosten angepasst. Das Kindergeld und insbesondere der Kinderfreibetrag wurden mehrfach und zum Teil sehr deutlich angehoben.



5.2. Methodisches Vorgehen

5.2.1 Dekompositionsanalyse zur Ermittlung des Effekts von Politik-Reformen

Der Umfang der staatlichen Umverteilung wird typischerweise an Hand der Differenz von Ungleichheitsindikatoren zwischen Markteinkommen vor Umverteilung sowie den verfügbaren Nettoeinkommen nach Umverteilung bewertet.

Für die Analyse des Effekts einer Politikreform auf die Umverteilung – und somit auf die Ungleichheit verfügbarer Einkommen – ist ein einfacher Vergleich der Ungleichheit vor und nach Umverteilung und der sich daraus ergebenden Trends jedoch nicht ausreichend. Dies hängt damit zusammen, dass die Steuerbelastung bzw. der Transferanspruch individueller Haushalte sowohl durch die Regelungen des Steuer- und Transfersystems wie auch gleichzeitig durch deren Markteinkommen und Zusammensetzung determiniert werden. Somit kann eine Veränderung des Umverteilungseffekts – die Differenz zwischen Brutto- und Netto-Einkommensungleichheit – sowohl auf Politikreformen als auch auf eine Veränderung der zu Grunde liegenden Markteinkommen zurückzuführen sein. Der reine „Politik-Effekt“ lässt sich so nicht eindeutig bestimmen.

Um die Größenordnung von Politikreformen auf die Einkommensverteilung eindeutig zu bestimmen, ist es daher erforderlich, eine kontrafaktische Dekompositionsanalyse durchzuführen. Dabei wird die Veränderung eines Ungleichheitsindikators zwischen zwei Zeitpunkten in zwei Komponenten zerlegt: den reinen „Politik-Effekt“ und den Effekt, der auf alle anderen Einflüsse zurückzuführen ist. Um den Politik-Effekt zu bestimmen, muss die Verteilung des Markteinkommens konstant gehalten und die Regelungen des Steuer- und Transfersystems vor und nach einer Reform darauf angewendet werden.

Formal lässt sich dies wie folgt darstellen: Ein Ungleichheitsindikator (z.B. Gini-Koeffizient) des verfügbaren Nettoeinkommens in einem bestimmten Jahr t lässt sich darstellen als $G(Y_t^{\text{verf}})$, wobei das verfügbare Einkommen eine Funktion des Bruttoeinkommens sowie des herrschenden Steuer- und Transfersystems ist: $Y_t^{\text{verf}} = D_t(Y_t^{\text{brutto}})$. Dabei beinhaltet die Funktion D sowohl die Struktur wie auch alle relevanten Parameter des Steuer-

und Transfersystems, während die Verteilung der Bruttoeinkommen auch alle dafür relevanten Charakteristika (Alter, Haushaltszusammensetzung, Beschäftigungsstatus) der privaten Haushalte beinhaltet. Somit lässt sich die Veränderung der Ungleichheit von Jahr t nach Jahr $t+1$ schreiben als

$$\Delta G = G(D_{t+1}(Y_{t+1}^{brutto})) - G(D_t(Y_t^{brutto}))$$

Um den reinen Politik-Effekt zu extrahieren, kann diese Gleichung auf zwei verschiedene Arten mittels kontrafaktischer Szenarien in den Einfluss der Politik („Politik-Effekt“) und alle übrigen Einflüsse („Sonstiger Effekt“) zerlegt werden. Zunächst kann der Einfluss einer Politik-Reform, also einer Änderung der Funktion des Steuer- und Transfersystems von D_t nach D_{t+1} , quantifiziert werden, indem beide Systeme kontrafaktisch auf die Brutto-Einkommensverteilung des späteren Jahres $t+1$ angewendet werden:

$$\Delta G = \underbrace{G(D_{t+1}(Y_{t+1}^{brutto})) - G(D_t(Y_{t+1}^{brutto}))}_{\text{Politik-Effekt I}} + \underbrace{G(D_t(Y_{t+1}^{brutto})) - G(D_t(Y_t^{brutto}))}_{\text{Sonstiger Effekt I}}$$

Alternativ kann die kontrafaktische Anwendung der steuer- und sozialpolitischen Regelungen auch auf die Verteilung des Brutto-Einkommens des früheren Jahres t angewendet werden.

$$\Delta G = \underbrace{G(D_{t+1}(Y_{t+1}^{brutto})) - G(D_{t+1}(Y_t^{brutto}))}_{\text{Sonstiger Effekt II}} + \underbrace{G(D_{t+1}(Y_t^{brutto})) - G(D_t(Y_t^{brutto}))}_{\text{Politik-Effekt II}}$$

Für beide Varianten müssen die Markteinkommen und monetären Größen um die Preissteigerung zwischen den Jahren t und $t+1$ korrigiert werden. Da a priori keine Aussage darüber getroffen werden kann, welche der beiden Varianten zu favorisieren ist, folgen wir dem Vorgehen in Bargain et al. (2015) und berechnen den Politik-Effekt für beide Varianten und ermitteln den durchschnittlichen Wert der beiden verschiedenen Politik-Effekte. Darüber hinaus sei darauf hingewiesen, dass keinerlei Verhaltensanpassungen als Reaktion auf Politikreformen (beispielsweise durch Veränderung der Arbeitsanreize) berücksichtigt werden. Zwar werden Effekte auf jährlicher Basis betrachtet, so dass kurzfristige Verhaltensanpassungen

nur in geringem Umfang zu erwarten sind. Allerdings kann nicht ausgeschlossen werden, dass sich bestimmte Politikreformen eher langfristig auf das Verhalten auf dem Arbeitsmarkt oder die Zusammensetzung von Haushalten auswirken, was in diesem Untersuchungsrahmen dem Sonstigen Effekt zugeordnet wird.

5.2.2 Berechnung von Steuern, Abgaben und Transfers in IZAΨMOD

Der zuvor beschriebene Dekompositionsansatz wird im Folgenden für eine Analyse der Verteilungswirkungen des Steuer- und Transfersystems in Deutschland verwendet. Neben Mikrodaten über die Haushalts- und Einkommenssituation von Privathaushalten ist dazu ein Simulationsmodell des deutschen Steuer- und Transfersystems für verschiedene Jahre erforderlich. Das Mikrosimulationsmodell des IZA (IZAΨMOD) ist in der Lage, auf Grundlage von Mikrodaten des SOEP, die Regelungen der Einkommensteuer, der gesetzlichen Sozialversicherung sowie der verschiedenen Sozialtransfers für die Jahre 1995 bis 2011 abzubilden. Somit ist es möglich, eine Analyse der Verteilungswirkungen des deutschen Steuer- und Transfersystems für einen Zeitraum von mehreren Jahren durchzuführen.

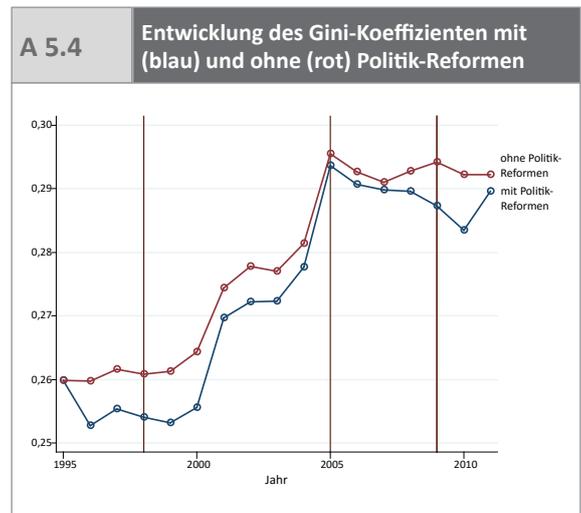
Das Steuer- und Transfermodul von IZAΨMOD umfasst alle zentralen Parameter von Einkommensteuer, gesetzlichen Sozialversicherungen sowie den verschiedenen sozialstaatlichen Transferleistungen. Es ist somit in der Lage, das deutsche Steuer- und Transfersystem detailliert nachzubilden und aus den in den Mikrodaten enthaltenen Informationen zu Bruttoeinkommen und relevanten Haushaltscharakteristika das Nettoeinkommen zu berechnen. Entscheidend für die vorliegende Analyse ist, dass auch kontrafaktische Analysen möglich sind, also die Anwendung eines Steuer- und Transfersystems eines bestimmten Jahres auf ein davon abweichendes Datenjahr.

Einschränkend sei darauf hingewiesen, dass die Detailtiefe der Simulation der verschiedenen Module des Steuer- und Transfersystems dadurch eingeschränkt ist, dass die zu Grunde liegenden Mikrodaten des SOEP nicht immer ausreichend sind, um alle steuerlichen und sozialpolitischen Regelungen abzubilden (Beispiele: Werbungskosten, außergewöhnliche Belastungen, etc.).

5.3. Der Einfluss von Politikreformen auf die Einkommensverteilung

In diesem Abschnitt wird dargestellt, welche Auswirkungen Änderungen des Steuer-, Abgaben- und Transfersystems auf den beobachteten Trend der Ungleichheitsentwicklung hatten. Abbildung 5.4 zeigt dies an Hand des Gini-Koeffizienten als Maß der Einkommensungleichheit. Neben der beobachteten Entwicklung des Gini (blaue Linie) ist die kontrafaktische Entwicklung (rote Linie) dargestellt. Das kontrafaktische Szenario zeigt, wie sich die Ungleichheit in Abwesenheit von Änderungen des Steuer- und Transfersystems entwickelt hätte. Dabei wurden ausgehend vom Basisjahr 1995 nur die sich aus der Zerlegung ergebenden Änderungen aus dem „Sonstigen Effekt“ kumulativ aufaddiert und der „Politik-Effekt“ somit ausgeblendet. Der Effekt von Reformen des Steuer- und Transfersystems auf die Einkommensungleichheit lässt sich somit aus der Differenz der beiden Linien ablesen. Es zeigt sich, dass nach einer merklich ungleichheitsmindernden Reform zwischen den Jahren 1995 und 1996 (vermutlich Erhöhung des Kindergelds), im Zeitraum von 1996 bis 2000 kaum Änderungen an Politik-Parametern vorgenommen wurden und so auch keinen Effekt auf den Ungleichheitstrend hatten; beide Linien verlaufen in etwa parallel.

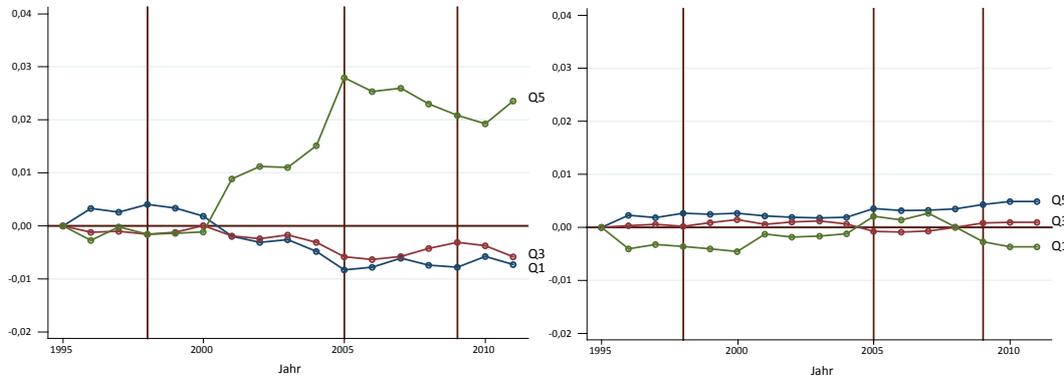
Während des Zeitraums zwischen 2000 und 2007 ist dagegen zu beobachten, dass die Änderungen der Politik-Parameter zu einem Anstieg der Ungleichheit beigetragen haben, da die beobachtete Ungleichheit während dieser Periode stärker steigt als im kontrafaktischen Szenario ohne Politik-Effekt und sich die Differenz der beiden Linien deutlich reduziert. In diesen Zeitraum fallen insbesondere einige Reformschritte im Bereich der Einkommensteuer, die sowohl den Spitzen- als auch den Eingangssteuersatz deutlich abgesenkt haben (siehe oben). Ab dem Jahr 2007 zeigt sich wieder eine Zunahme der Differenz zwischen dem beobachteten und dem kontrafaktischen Ungleichheitsniveau, das heißt, dass Änderungen der Parameter des Steuer-, Abgaben- und Transfersystems wieder eine ungleichheitsmindernde Wirkung entfaltet haben. Als Ursache kommen hierfür sowohl die Absenkung des Beitragssatzes zur Arbeitslosenversicherung als auch die Einführung der so genannten „Reichensteuer“ in Frage.



Während sich die Analyse bisher nur auf den Gini-Koeffizienten als anerkanntes Maß der Ungleichheit der gesamten Einkommensverteilung konzentriert hat, werden im Folgenden Ergebnisse präsentiert, die sich auf bestimmte Bereiche der Verteilung konzentrieren. In Abbildung 5.5 ist dargestellt, wie sich die Einkommensanteile des unteren, mittleren und oberen Quintils der Einkommensverteilung tatsächlich entwickelt haben (linker Teil der Abbildung) und wie sie sich entwickelt hätten, wenn nur der Politik-Effekt zur Ungleichheit beigetragen hätte (rechts). Für jede Zeitreihe wurde der Wert des Jahres 1995 auf Null gesetzt, d.h. die Graphen geben die kumulierte Änderung im Vergleich zu 1995 an. Die rechte Abbildung zeigt, dass Politikreformen für sich genommen durchgängig dazu geführt haben, dass der Einkommensanteil der unteren 20 Prozent der Bevölkerung stets marginal gewachsen ist. Sonstige Effekte haben aber offensichtlich dazu beigetragen, dass der Anteil ab etwa der Jahrtausendwende gesunken ist. Während für das mittlere Quintil kaum Veränderungen auszumachen sind, kann für das reichste Fünftel festgestellt werden, dass die durch Politik-Reformen beeinflusste Veränderung des Einkommensanteils im Wesentlichen dem für den Gini-Koeffizienten beschriebenen Trend folgt: Nach einer Reduktion von 1995 auf 1996 folgt eine Steigerung zwischen 2000 und 2007 und wieder ein Rückgang ab 2007. Hier ist davon auszugehen, dass insbesondere die Reformen der Einkommensteuer eine starke Rolle gespielt haben. Analoge Entwicklungen sind für den Einkommensanteil der reichsten 5 bzw. 10 Prozent der Einkommensverteilung zu beobachten (siehe Abbildungen 5.6 und 5.7).

A 5.5

Kumulierte Änderungen der Einkommensanteile des unteren, mittleren und oberen Quintils der Einkommensverteilung, beobachtet (links) und kontrafaktisch nur mit Politik-Effekt (rechts)



Anmerkung: Ausgangspunkt ist hier Null und nicht das tatsächliche Level (wie etwa beim Gini-Koeffizienten), da die Kurven sonst an stark unterschiedlichen Punkten starten.

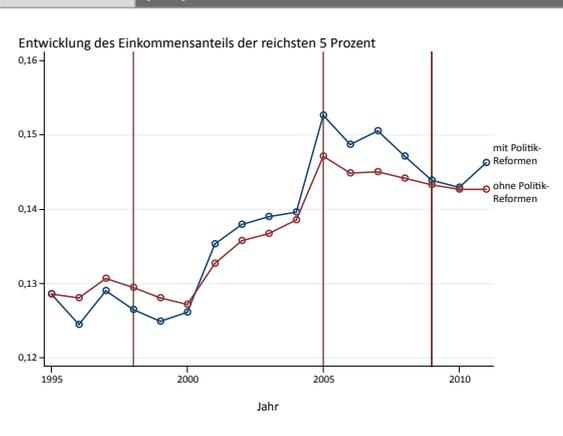
5.4 Zusammenfassender Befund

Insgesamt zeigt sich jedoch, dass Politik-Reformen im Bereich des Steuer- und Transfersystems den Trend und das Niveau der Ungleichheit nicht in nennenswertem Umfang beeinflusst haben. Die Differenz zwischen beobachtetem und kontrafaktischem Gini-Koeffizienten beträgt durchgängig weniger als ein Prozentpunkt. Dies bedeutet jedoch nicht, dass der Umfang der staatlichen Umverteilung in Deutschland gering ist. Vorangegangene Kapitel haben gezeigt, dass das System der

Einkommensumverteilung über Steuern, Abgaben und Sozialtransfers die Ungleichheit in den Markteinkommen deutlich reduziert. In der Folge sind die Nettoeinkommen bzw. die verfügbaren Einkommen deutlich weniger ungleich verteilt. Dies gilt für den gesamten betrachteten Zeitraum. Die vorliegende Analyse zeigt allerdings, dass sich der Umfang dieser Umverteilungswirkung auf Grund von Reformen des Steuer-, Abgaben- und Transfersystems seit Mitte der 90er Jahre in nur begrenztem Maße verändert hat.

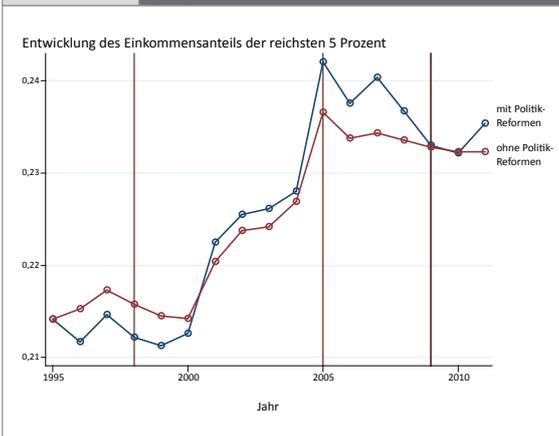
A 5.6

Entwicklung des Einkommensanteils der reichsten 5 Prozent mit (blau) und ohne (rot) Politik-Reformen



A 5.7

Entwicklung des Einkommensanteils der reichsten 10 Prozent mit (blau) und ohne (rot) Politik-Reformen



6 Die Vermögen und ihre Verteilung

6.1 Individuelle Vermögen

SOEP sowie EVS liefern weitaus mehr Informationen zum Vermögen als den reinen Vermögensbestand. Beide Surveys zerlegen sowohl das Bruttovermögen, d.h. die positiven Vermögensanteile, als auch die Verbindlichkeiten in einzelne Komponenten, die sich zum Nettovermögen saldieren lassen.

Was unter dem privaten Vermögen zu verstehen ist, ist – ähnlich wie beim Einkommensbegriff – keineswegs einheitlich definiert. Je nach Datelage und Fragestellung fließen unterschiedliche Komponenten in die Vermögenssumme mit ein. Auf der ökonomischen Makroebene wird im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) unter dem Bruttovermögen der privaten Haushalte die Summe aus Geldvermögen und Sachanlagen verstanden. Das sogenannte Gebrauchsvermögen, hierzu zählt etwa das Mobiliar der Wohnung oder die Kraftfahrzeuge, wird dabei nicht berücksichtigt. Vermindert man das Bruttovermögen um die Verbindlichkeiten des Haushalts, so erhält man das bei Vermögensanalysen üblichere Nettovermögen.

Die Befragungsdaten aus SOEP und EVS erfassen nicht alle Vermögenskomponenten der makroökonomischen Vermögensbilanz. Beim Sachvermögen liefern die Surveys zwar den Verkehrswert des Immobilienbesitzes der Haushalte, jedoch nicht die in der VGR einbezogenen Betriebsgebäude und das betriebliche Bauland. Auch weitere Komponenten des Betriebsvermögens, wie Ausrüstungen und immaterielle Anlagegüter bleiben sowohl beim SOEP als auch in der EVS unberücksichtigt.

Das Geldvermögen gemäß der VGR gliedert sich in Bargeld, Spareinlagen, Wertpapiere und Versicherungsguthaben. Auch hier decken die Surveys nicht alle Vermögenskomponenten ab. So wird im SOEP bei den Versicherungsguthaben nur nach privaten Rentenversicherungen und Lebensversicherungen gefragt. In der EVS kommen noch Sterbegeld-, Ausbildungs- und Aussteuerversicherungen – alles zum jeweiligen Rückkaufswert – hinzu. Damit fehlen gegenüber der VGR-Vermö-

gensrechnung die Anwartschaften gegenüber Pensions- und Krankenversicherungseinrichtungen. Übererfasst werden in der EVS dagegen die Geldbestände, da an Privatpersonen verliehenes Geld nicht einberechnet wird. Das SOEP dagegen lässt die Bargeldbestände zur Gänze unberücksichtigt.

Das SOEP kennt im Unterschied zur EVS die Komponente des Betriebsvermögens. Hierzu gehören sowohl finanzielle Komponenten (etwa Aktien im Direktbesitz) als auch materielle Besitztümer, wie gewerblich genutzte Gebäude und Grundstücke. Im Weiteren kommen landwirtschaftlich genutzte Flächen hinzu, die aber wiederum in der VGR nicht erfasst werden.

Diesen Aktiva der privaten Haushalte stehen in den Mikrodaten die Passiva Hypotheken- und Konsumentenkredite gegenüber. Die EVS bildet ergänzend noch Ausbildungskredite ab. Gewerbliche Kredite werden nur in der VGR erfasst, in den Mikrodaten hingegen nicht. Weder die VGR noch die Befragungsdaten aus EVS und SOEP berücksichtigen die gegenüber der gesetzlichen Rentenversicherung erworbenen Anwartschaften und Leistungsansprüche aus der betrieblichen Altersvorsorge.

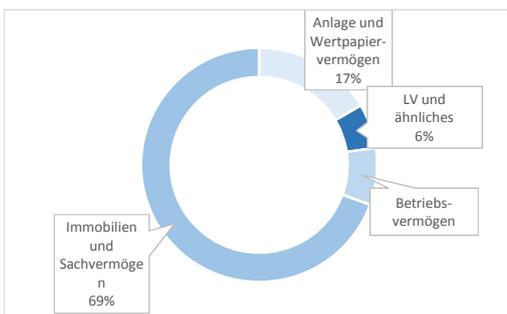
Die EVS liefert ausschließlich Angaben zum Vermögen des Haushalts als wirtschaftende Einheit. Wie sich die Vermögensbestände unter den Haushaltsmitgliedern aufteilen, bleibt hierbei unbekannt. Das SOEP erlaubt es dagegen, Vermögensanteile einzelnen Personen zuzuweisen, wodurch sich eine Reihe weitergehende Analyseoptionen etwa im Hinblick auf die Vermögensverteilung zwischen den Geschlechtern oder einzelnen Altersgruppen ergeben.

6.1.1 Individuelle Bruttovermögen

Im Durchschnitt verfügte laut SOEP im Jahre 2012 jede Person in Deutschland über ein Bruttovermögen von 101.000 Euro. Dieser Wert liegt nominal nur etwas mehr als 2.000 Euro über den Vermögensangaben aus 2002, preisbereinigt sogar um etwa 15.000 Euro darunter. Der Median des Brut-

Vermögensbilanz auf Basis des SOEP

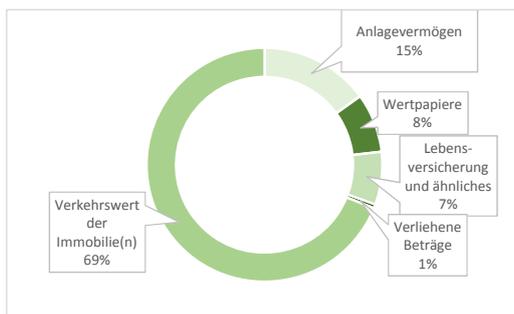
Aktiva	Mittelwert	Anteil am Bruttovermögen
Bausparvermögen	4.092	2,8%
sonstige Geldvermögen (Sparguthaben, Aktien,	20.300	13,8%
Anlage und Wertpapiervermögen (A+W) Σ	24.392	16,5%
Lebensversicherung und ähnliches (L)	9.040	6,1%
Bruttogeldvermögen (A+W+L) Σ	33.432	22,7%
Verkehrswert selbstgenutztes Wohneigentum	78.263	53,0%
Verkehrswert weitere Immobilien	22.806	15,5%
Sachvermögen (ohne Immo.) (S)	1.423	1,0%
Bruttosachvermögen (Immo.+S)	102.492	69,5%
Betriebsvermögen	11.612	7,9%
Bruttovermögen	147.536	100,0%



Passiva	Arithmetisches Mittel	Anteil an den Verbindlichkeiten
Restschuld von Konsumentenkrediten	-3.216	15,3%
Restschuld selbstgenutztes Wohneigentum	-12.310	58,6%
Restschuld weitere Immobilien	-5.463	26,0%
Summe der Verbindlichkeiten	-20.989	100,0%
Nettovermögen: Aktiva ./ Passiva	126.547	

Vermögensbilanz auf Basis der EVS

Aktiva	Mittelwert	Anteil am Bruttovermögen
Bausparguthaben	3.230	2,1%
Sparguthaben	6.980	4,6%
Anlageguthaben	12.444	8,3%
Anlagevermögen (A) Σ	22.654	15,1%
Wertpapiere (W) Σ	12.262	8,2%
Anlage und Wertpapiervermögen (A+W) Σ	34.916	23,2%
Lebensversicherung und ähnliches (L)	11.001	7,3%
Verleihte Beträge (V)	830	0,6%
Bruttogeldvermögen (A+W+L+V) Σ	46.748	31,1%
Verkehrswert der Immobilie(n)	103.680	68,9%
Bruttovermögen Σ	150.428	100,0%



Passiva	Arithmetisches Mittel	Anteil an den Verbindlichkeiten
Restschuld von Konsumentenkrediten	-1.814	6,6%
Restschuld von Ausbildungskrediten	-502	1,8%
Sonstige Verbindlichkeiten aus 2012	-248	0,9%
Schulden ohne Immobilienbereich Σ	-2.564	9,4%
Restschuld von Hypotheken und Baudarlehen	-24.799	90,6%
Summe der Verbindlichkeiten	-27.363	100,0%
Nettovermögen: Aktiva ./ Passiva	123.065	

tovermögen, also diejenige Vermögenshöhe, bei der die eine Hälfte der Bevölkerung darüber und die anderen darunter liegt, betrug zuletzt 22.400 Euro. Es besaß folglich jeder zweite ein Vermögen in höchstens dieser Höhe. Jeder Fünfte verfügte in Deutschland über keinerlei Bruttovermögen.

6.1.2 Individuelle Verbindlichkeiten

Lediglich 68 Prozent der Bevölkerung waren schuldenfrei in dem Sinne, dass sie keinerlei ausstehende Verbindlichkeiten aufwiesen. Dieser Anteil erweist sich seit 2002 als weitgehend konstant. Die durchschnittlichen individuellen Schulden betrugen knapp 16.000 Euro – etwa gleich viel wie zehn Jahre zuvor.

Die Höhe der Verbindlichkeiten muss vor dem Hintergrund gesehen werden, dass der weitaus überwiegende Teil der Schulden auf Hypothekarkrediten beruht und durch die entsprechenden Immobilienwerte (zumeist) abgesichert ist. Beim Sozio-oekonomischen Panel machen die Restschulden von Hypotheken und Baudarlehen 85 Prozent an der gesamten Verschuldung aus.

6.1.3 Individuelle Nettovermögen

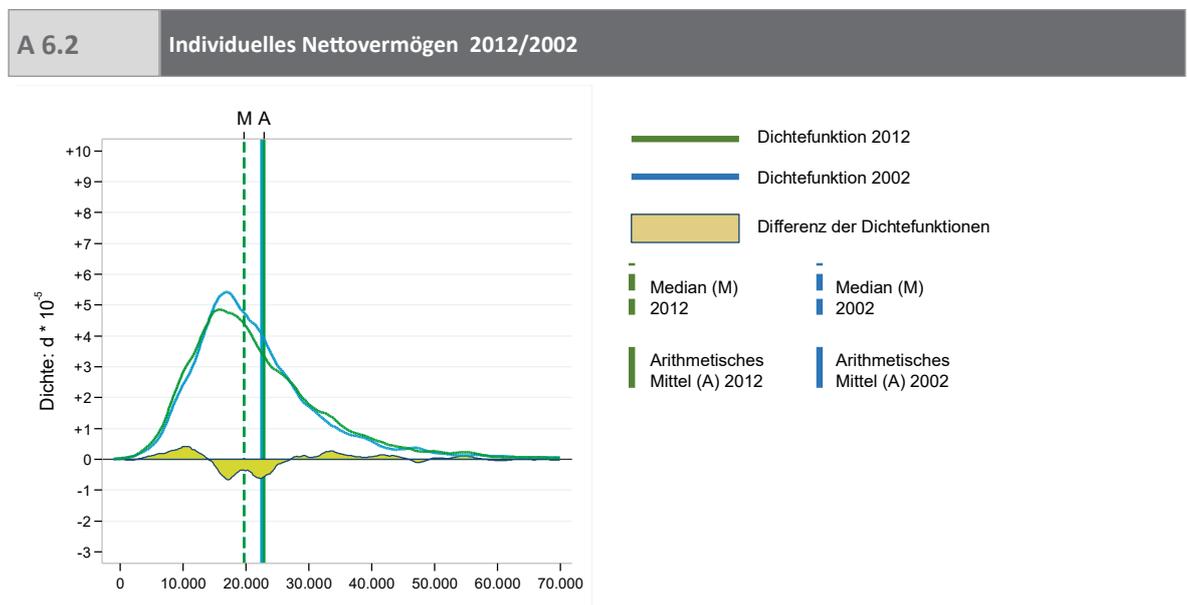
Die individuellen Nettovermögen, das heißt, die Bruttovermögen abzüglich der Schulden, lagen 2012 laut SOEP bei durchschnittlich 85.000 Euro. Die Hälfte der Befragten verfügte über ein Nettovermögen von weniger als 17.000 Euro.

Zwar gibt es bei Vermögensanalysen kein der Armutgefährdungsquote entsprechendes Messkonzept, es lassen sich jedoch andere aussagekräftige Quoten zur Beschreibung des unteren Randes der Vermögensverteilung bilden: Zum einen der Anteil derjenigen, die über keinerlei Vermögen verfügen, zum anderen die Quote derjenigen, deren Nettovermögen negativ sind, das heißt die Gruppe der Verschuldeten. Etwa jeder Vierte besaß laut SOEP keinerlei Nettovermögen. Bei sieben Prozent waren die Nettovermögen sogar kleiner als Null, d.h. der Haushalt war verschuldet.

Die Perzentildarstellung zeigt, dass die obersten zehn Prozent in der Vermögensverteilung des SOEP ein Nettovermögen von 217.000 Euro und mehr aufwiesen. Die obersten fünf Prozent der Haushalte hatten ein Minimum von 320.000, das oberste Prozent von bereits 825.000 Euro.

In der kumulierten Darstellung wird deutlich, dass die zehn Prozent der Bevölkerung mit dem höchsten Vermögen 58 Prozent des Besitzes auf sich vereinigen. Das reichste eine Prozent weist einen Anteil von knapp 20 Prozent am Gesamtvermögen auf.

Wir werden im Folgenden – analog zum Abschnitt zur Einkommensverteilung – die individuellen Vermögen für eine Reihe von Teilpopulationen darstellen. Datenbasis ist auch hier das SOEP. Die Teilgruppen werden dabei nach diesen Kriterien gebildet:



Verteilung der individuellen Vermögen in Deutschland

Insgesamt

Datenquelle: SOEP v29

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr		
		2002	2007	2012	2002-2012	
		Werte	Werte	Werte	CI 95%	
Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit		100,0%	100,0%	100,0%		
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	98.811	100.026	101.036	+4.371	
	Median	19.400	19.000	22.400	+2.239	
	Gini-Koeffizient	0,745	0,756	0,734	+0,010	
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		24,6%	23,7%	23,6%	+0,6%	
Individuelle Schulden		Arithmetisches Mittel	15.616	16.243	15.810	+898
Quote der Personen ohne Schulden		70,6%	68,3%	68,4%	+0,7%	
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	83.195	83.782	85.226	+4.033	
	Median	15.338	15.000	17.181	+1.505	
	Gini-Koeffizient	0,779	0,801	0,780	+0,012	
Quote der Personen ohne Nettovermögen		27,8%	27,9%	27,5%	+0,6%	
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		5,5%	7,4%	7,2%	+0,4%	
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	8,1	7,9	7,5	+0,6	
	P90 / P50	13,7	13,7	12,6	+1,1	
	P95 / P50	20,8	21,0	18,6	+1,6	
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0		
	P20	0	0	0		
	P30	1.300	1.000	1.100		
	P40	6.136	6.000	6.375		
	P50	15.338	15.000	17.181		
	P60	40.000	33.500	40.250		
	P70	75.000	68.000	79.449		
	P80	124.750	119.200	129.500		
	P90	210.000	205.500	216.600		
	P95	319.212	315.000	320.000		
Kumulierte Vermögensanteile bis zum jeweiligen Perzentil des individuellen Nettovermögens	P10	-1,1%	-1,4%	-1,4%		
	P20	-1,1%	-1,4%	-1,4%		
	P30	-1,1%	-1,4%	-1,4%		
	P40	-0,7%	-1,0%	-0,9%		
	P50	0,6%	0,2%	0,4%		
	P60	3,8%	2,9%	3,7%		
	P70	10,6%	8,8%	10,5%		
	P80	22,2%	19,8%	22,4%		
	P90	41,6%	38,4%	41,9%		
	P95	56,9%	53,6%	57,4%		
P99	79,0%	76,1%	79,6%			

- Ost- und Westdeutschland
- Männer und Frauen
- Altersklassen, wobei nur zwischen erwachsenen Personen unterschiedlichen Alters differenziert, da für Minderjährige keine Vermögensinformationen vorliegen
- Typische **Haushaltskonstellationen** wie Alleinlebende und Alleinerziehende sowie Paare mit und ohne Kinder
- **Unterschiedliche Bildungsniveaus** gemäß der ISCED-Einstufung
- **Erwerbstätige und Arbeitslose**
- **Personen mit Migrationshintergrund**
- **Personen mit und ohne Wohneigentum**
- **Körperliche Behinderung**
- **Schlechter Gesundheitszustand**

Es gibt eine Reihe von Fragestellungen, bei denen die Haushalte als Analyseeinheit den Individuen vorzuziehen sind. Zu denken wäre hier beispielsweise an den Immobilienmarkt. Wir werden daher im Anschluss an die Darstellung der individuellen Vermögen zusätzlich eine Analyse für typische Haushaltskonstellationen vorstellen.

6.2 Die individuellen Vermögen in gesellschaftlichen Teilgruppen

6.2.1 West- und Ostdeutschland

Auch mehr als 20 Jahre nach der Wiedervereinigung sind die durchschnittlichen Vermögen in den neuen Bundesländern deutlich geringer als in Westdeutschland. Das arithmetische Mittel des individuellen Bruttovermögens lag 2012 mehr als doppelt so hoch wie in den neuen Bundesländern. Beim Nettovermögen ergab sich ein ähnliches Bild: Auch hier war das arithmetische Mittel im Westen mit knapp 97.000 Euro weitaus höher als im Osten (41.000 Euro).

Weniger stark ausgeprägt sind die Unterschiede am unteren Rand der Verteilung. Der Anteil der Personen ohne eigenes Bruttovermögen war in Ostdeutschland um 2,5 Prozentpunkte größer als in Westdeutschland. Bezogen auf das Nettovermögen betrug der Unterschied etwa vier Prozentpunkte. Westdeutsche sind etwas häufiger verschuldet als Ostdeutsche, wobei von 2002 bis 2012 eine Angleichung stattgefunden hat. Zwar lag der absolute Wert der mittleren individuellen Schulden in Westdeutschland höher als in Ostdeutschland, jedoch war die Schuldenhöhe relativ zum Bruttovermögen in Ostdeutschland höher als im Westen.

Gemessen am Gini-Koeffizienten, ist die Vermögensungleichheit in Ost- und Westdeutschland ungefähr gleich stark. Allerdings sind die Vermögen

in der oberen Hälfte der Verteilung in den neuen Bundesländern etwas stärker konzentriert. Beispielsweise hatten Personen am P90-Perzentil der Vermögensverteilung in Ostdeutschland im Jahr 2012 ein mehr als dreizehn Mal höheres individuelles Nettovermögen als die Person am Median, während das Verhältnis in Westdeutschland bei knapp 1:11 lag.⁶⁷

In den Jahren 2002 bis 2012 ist das durchschnittliche individuelle Nettovermögen in den alten Bundesländern in etwa gleichgeblieben, während es in den neuen Bundesländern um mehr als 4.000 Euro zugenommen hat. In Westdeutschland hat sich das Vermögen von Personen an unterschiedlichen Positionen der Verteilung unterschiedlich entwickelt. Dort ist der Vermögensmedian der Nettovermögensverteilung im Unterschied zum Mittelwert gestiegen. Entsprechend ist am Gini-Koeffizienten und an den Perzentilverhältnissen eine leichte Reduzierung der Vermögensungleichheit abzulesen. Dieser Rückgang der Ungleichheit seit 2007 wirkt dem Anstieg der Ungleichheit zwischen 2002 und 2007 entgegen. Anders ist es in Ostdeutschland, wo sich die Vermögenskonzentration auf Sicht von fünf oder zehn Jahren nur wenig verändert hat.

67 Das Vermögen wird im SOEP oft in Vielfachen von 100 oder 1.000 angegeben, so dass der Median meistens einen glatten Wert annimmt. .

Verteilung der individuellen Vermögen in Deutschland

Westdeutschland

Datenquelle: SOEP v29

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit		79,3%	79,3%	79,7%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	113.274	116.376	114.235	±5.620
	Median	26.000	25.000	30.000	±3.753
	Gini-Koeffizient	0,731	0,743	0,723	±0,013
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		24,4%	23,0%	23,1%	±0,7%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	17.390	18.306	17.501	±1.145
Quote der Personen ohne Schulden		69,4%	67,5%	67,9%	±0,8%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	95.883	98.070	96.735	±5.192
	Median	20.600	19.700	22.500	±3.145
	Gini-Koeffizient	0,763	0,786	0,769	±0,015
Quote der Personen ohne Nettovermögen		27,3%	27,1%	26,7%	±0,7%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		5,1%	7,2%	6,8%	±0,4%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	6,9	7,2	6,5	±0,8
	P90 / P50	11,5	12,3	10,7	±1,5
	P95 / P50	17,3	18,8	16,1	±2,3
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	0	0	0	
	P30	1.700	1.386	1.508	
	P40	8.000	7.800	8.000	
	P50	20.600	19.700	22.500	
	P60	52.000	44.840	50.000	
	P70	92.000	87.500	93.450	
	P80	141.820	141.000	146.504	
	P80	141.820	141.000	146.504	
	P90	237.500	241.600	240.000	

Ostdeutschland

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit		20,7%	20,7%	20,3%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	45.347	40.636	50.090	±3.034
	Median	9.600	9.000	10.000	±1.118
	Gini-Koeffizient	0,749	0,742	0,736	±0,014
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		25,5%	26,2%	25,6%	±1,2%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	9.056	8.750	9.284	±836
Quote der Personen ohne Schulden		74,9%	71,2%	70,4%	±1,3%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	36.291	31.886	40.805	±2.705
	Median	7.500	7.500	8.460	±1.290
	Gini-Koeffizient	0,813	0,817	0,788	±0,019
Quote der Personen ohne Nettovermögen		29,7%	30,7%	30,7%	±1,3%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		6,9%	8,4%	8,7%	±0,8%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	7,7	7,1	7,5	±1,0
	P90 / P50	13,9	12,0	13,2	±1,9
	P95 / P50	21,0	17,9	20,2	±3,2
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	0	0	0	
	P30	250	0	0	
	P40	3.500	3.000	3.400	
	P50	7.500	7.500	8.460	
	P60	15.000	14.226	18.000	
	P70	30.000	27.000	37.580	
	P80	57.500	53.000	63.500	
	P80	57.500	53.000	63.500	
	P90	104.000	90.000	111.400	

6.2.2 Männer und Frauen

Männer verfügen in Deutschland über erheblich höhere Vermögen als die Frauen. Dies zeigt sich sowohl an den individuellen Brutto- als auch Nettovermögen. Zudem ist der Anteil derjenigen ohne Vermögen unter den Frauen etwas größer.

Das arithmetische Mittel des männlichen Nettovermögens lag im Jahr 2012 mit knapp über 100.000 Euro um 45% über demjenigen von Frauen. Der Median des Nettovermögens lag bei den Männern sogar um 85% über dem der Frauen. 25% der Frauen hatten kein Nettovermögen, aber nur 22% der Männer. Männer haben etwas häufiger Schulden als Frauen, aber die Schuldenbeträge relativ zum Bruttovermögen sind bei Männern und Frauen fast gleich hoch.

Die Vermögensverteilung ist zwischen Männern und Frauen unterschiedlich. Frauen in der unteren Hälfte der Verteilung haben deutlich weniger Nettovermögen als Männer. Die Unterschiede

oberhalb des Medians sind dagegen weniger stark ausgeprägt. Beispielsweise lag im Jahr 2012 das 80%-Perzentil der Verteilung bei den Männern um 24% über dem der Frauen; dieser Unterschied ist deutlich geringer als der Unterschied im Median. Der Gini-Koeffizient der Vermögensverteilung unterscheidet sich kaum nach dem Geschlecht.

Gemessen am Gini-Koeffizienten veränderte sich die Vermögensverteilung zwischen Männern und Frauen in ähnlicher Weise: Nach einem leichten Anstieg der Konzentration von 2002 bis 2007 ging diese bis 2012 wieder auf ihr Niveau von 2002 zurück. Allerdings zeigt sich in der oberen Hälfte der Verteilung bei den Frauen ein leichter Rückgang der Perzentilverhältnisse, also eine Tendenz hin zu einer gleichmäßigeren Verteilung.

Verteilung der individuellen Vermögen in Deutschland

Männer

Datenquelle: SOEP v29

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit		48,9%	49,0%	49,2%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	118.072	120.932	119.881	±8.264
	Median	28.200	24.962	32.000	+4.801
	Gini-Koeffizient	0,743	0,759	0,736	±0,020
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		21,9%	21,5%	22,3%	+0,9%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	18.372	19.000	18.530	±1.474
Quote der Personen ohne Schulden		66,8%	65,1%	65,5%	+1,0%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	99.700	101.932	101.350	+7.552
	Median	22.500	19.700	24.000	+3.461
	Gini-Koeffizient	0,778	0,803	0,776	+0,017
Quote der Personen ohne Nettovermögen		25,9%	26,0%	26,3%	+0,9%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		6,4%	7,9%	7,5%	+0,6%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	6,2	6,8	5,9	+0,8
	P90 / P50	10,6	12,2	10,0	+1,5
	P95 / P50	16,4	19,0	15,7	+2,5
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	0	0	0	
	P30	2.500	2.000	1.841	
	P40	9.500	8.000	9.000	
	P50	22.500	19.700	24.000	
	P60	50.000	43.000	50.000	
	P70	85.981	80.000	89.250	
	P80	138.450	133.000	142.000	
	P90	239.247	240.000	240.000	
	P95				

Frauen

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit		51,1%	51,0%	50,8%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	80.972	80.511	83.310	+3.536
	Median	13.500	14.000	15.660	+2.559
	Gini-Koeffizient	0,740	0,746	0,726	+0,012
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		27,1%	25,7%	24,9%	+0,9%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	13.063	13.670	13.251	±1.065
Quote der Personen ohne Schulden		74,0%	71,4%	71,1%	+0,9%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	67.909	66.841	70.060	+3.410
	Median	11.000	11.120	12.970	+1.523
	Gini-Koeffizient	0,775	0,794	0,780	+0,023
Quote der Personen ohne Nettovermögen		29,7%	29,6%	28,7%	+0,9%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		4,7%	7,0%	6,9%	+0,5%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	10,0	9,2	8,8	+0,9
	P90 / P50	16,9	16,0	14,8	+1,7
	P95 / P50	25,0	24,6	22,2	+2,6
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	0	0	0	
	P30	480	100	500	
	P40	5.000	4.700	5.000	
	P50	11.000	11.120	12.970	
	P60	29.603	27.000	32.500	
	P70	64.650	55.707	67.009	
	P80	110.000	102.500	114.300	
	P90	186.237	178.000	192.500	
	P95				

6.2.3 Unterschiedliche Altersgruppen

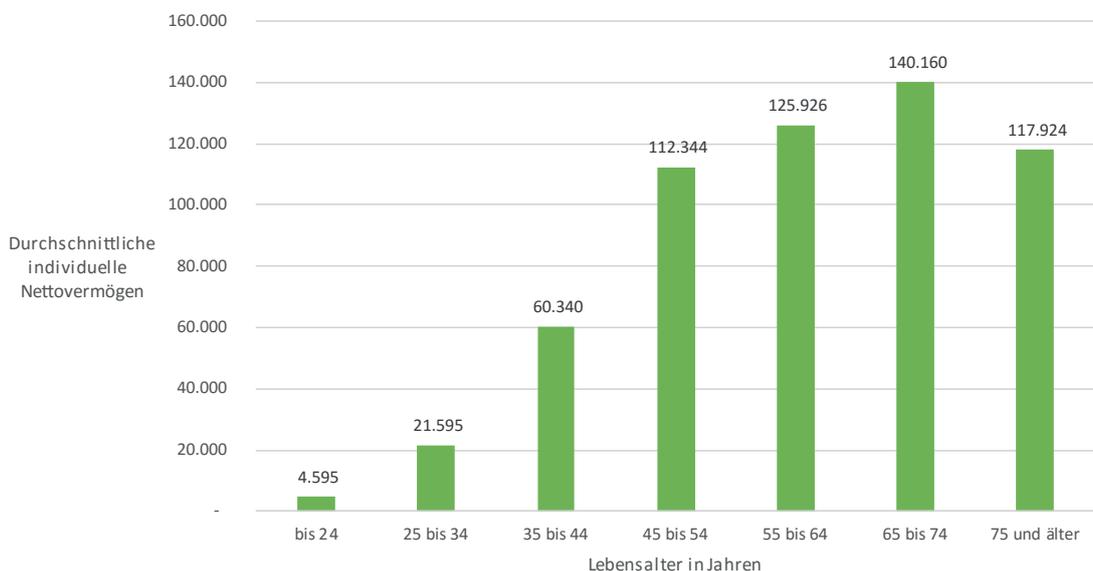
Bis zum Alter von 75 Jahren steigt das individuelle Vermögen über die Altersgruppen an. Ein Zuwachs zeigt sich insbesondere vom frühen zum mittleren Erwachsenenalter. Das arithmetische Mittel des Bruttovermögens lag 2012 bei Personen zwischen 18 und 34 Jahren bei 23.037 Euro, bei Personen zwischen 35 und 64 Jahren bei 125.201 Euro. Noch stärker ist der Zuwachs im Median der Verteilung von 2.400 Euro auf 58.500 Euro. Diese Unterschiede zwischen den Altersgruppen finden sich auch in den individuellen Nettovermögen.

Eine wesentliche Ursache ist, dass die Mehrzahl der Personen unter 35 Jahren noch kein nennenswertes Vermögen aufgebaut hat. Beispielsweise lag das 70%-Perzentil der Nettovermögen im Jahr 2012 noch unterhalb von 8.000 Euro, und 42% hatten überhaupt kein Nettovermögen. Personen im mittleren Erwachsenenalter am 70%-Perzentil der Verteilung hatten dagegen ein individuelles

Nettovermögen von fast 100.000 Euro zur Verfügung; nur knapp 20% waren gänzlich ohne Nettovermögen. In den Unterschieden drückt sich aus, dass viele junge Erwachsene noch keine Zeit hatten, um Vermögen zu bilden, beispielsweise weil sie noch in der Ausbildung sind.

Personen im Alter von 65 bis 74 Jahren hatten im Jahr 2012 im Mittelwert ein um 35% höheres individuelles Nettovermögen als Personen im mittleren Erwachsenenalter. Die Unterschiede zwischen den Altersgruppen sind in der unteren Hälfte deutlich stärker ausgeprägt als am oberen Rand der Verteilung; beispielsweise ist der Median bei den Älteren fast doppelt so hoch wie bei den Personen mittleren Alters. Die Altersgruppe ab 75 Jahren verfügt dagegen über ein geringeres Vermögen als die Personen zwischen 65 und 74 Jahren; Mittelwert und Median entsprechen ungefähr den Personen im mittleren Erwachsenenalter.

A 6.3 Lebensalter und individuelle Nettovermögen



Im Vergleich zu den jüngeren und mittelalten Personen haben die beiden älteren Personengruppen weniger häufig Schulden. Im Jahr 2012 traf dies auf 6% in der Altersgruppe ab 75 Jahren und auf 18% der 65- bis 74-Jährigen zu, aber auf nur 46% der Personen im Alter von 35 bis 64 Jahre zu. Unter den Jüngeren hatten wiederum nur 23% Schulden. Der Hintergrund ist, dass Kredite zur Finanzierung von Wohneigentum meist erst im mittleren Erwachsenenalter aufgenommen werden.

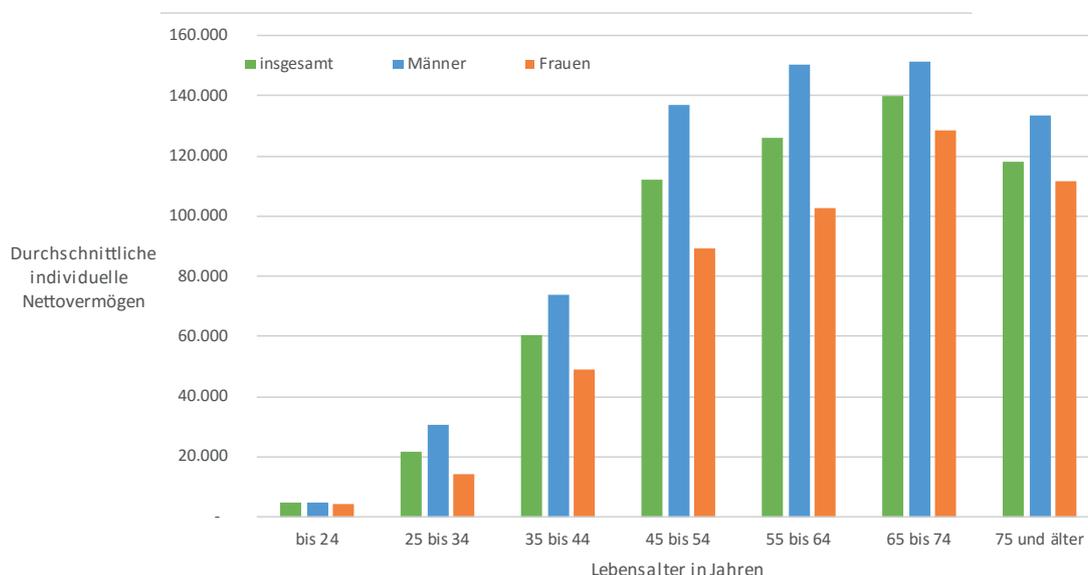
Deutlich unterschiedlich verlief die Entwicklung der Nettovermögen in den Jahren zwischen 2002 und 2012 für die einzelnen Altersklassen. Gemessen am arithmetischen Mittel zeigten die beiden ältesten Gruppen im Unterschied zu den Jüngeren erhebliche Vermögensgewinne. Das durchschnittliche Nettovermögen der 65 bis unter 75-Jährigen erhöhte sich um 19.000 Euro auf 136.000 Euro, das Vermögen der noch älteren um 13.000 Euro

auf 109.000 Euro. Die Vermögenszuwächse bei den Älteren lassen sich auch anhand der Perzentile nachzeichnen. Jedes ausgewiesene Perzentil liegt 2012 höher als zu Beginn des betrachteten Zeitraums.

Die Mittelwerte der Nettovermögen der Altersgruppe von 35 bis 64 Jahre weisen dagegen eine bemerkenswerte Konstanz auf. Sie bewegen sich im gesamten Betrachtungszeitraum im Bereich von etwa 100.000 Euro. Bei den 18- bis 35-Jährigen zeigte sich eine rückläufige Entwicklung. Ihre ohnehin geringen Vermögensbestände gingen zwischen 2002 und 2012 um mehr als 3.000 Euro auf etwa 15.000 Euro zurück. Diese Vermögensverluste betreffen nur den oberen Bereich der Verteilung. Bis zum Perzentil P70 lassen sich sogar leichte Zuwächse erkennen. Bei P90 zeigt sich ein Rückgang von 24 Prozent gegenüber 2002.

A 6.4

Lebensalter und individuelle Nettovermögen nach Geschlecht



Verteilung der individuellen Vermögen in Deutschland

Personen zwischen 18 und 34 Jahren

Datenquelle: SOEP v29

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
	Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit	19,7%	19,6%	20,1%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	26.723	25.822	23.037	±3.869
	Median	2.000	2.500	2.400	±537
	Gini-Koeffizient	0,853	0,855	0,849	±0,027
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		40,0%	35,5%	35,5%	±1,6%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	7.912	8.318	7.879	±1.370
Quote der Personen ohne Schulden		78,6%	75,8%	76,7%	±1,4%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	18.811	17.504	15.158	±3.485
	Median	1.160	1.367	1.500	±427
	Gini-Koeffizient	0,963	1,033	0,981	±0,048
Quote der Personen ohne Nettovermögen		45,4%	41,3%	41,8%	±1,6%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		8,3%	10,8%	11,0%	±1,0%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	13,2	11,2	10,1	±2,4
	P90 / P50	38,8	29,3	22,8	±5,8
	P95 / P50	81,5	52,2	45,2	±10,9
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	-550	-800	
	P20	0	0	0	
	P30	0	0	0	
	P40	0	0	0	
	P50	1.160	1.367	1.500	
	P60	3.570	4.000	3.765	
	P70	7.500	8.000	7.960	
	P80	15.338	15.300	15.186	
	P90	45.000	40.000	34.200	

Personen zwischen 35 und 64 Jahren

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
	Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit	43,6%	43,0%	43,0%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	127.519	124.097	125.201	±7.274
	Median	55.000	50.000	58.500	±5.863
	Gini-Koeffizient	0,692	0,702	0,682	±0,019
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		17,6%	19,2%	19,5%	±0,8%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	23.975	25.378	25.088	±1.395
Quote der Personen ohne Schulden		57,9%	54,3%	54,3%	±1,0%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	103.545	98.720	100.113	±6.557
	Median	40.000	30.500	36.000	±2.718
	Gini-Koeffizient	0,734	0,760	0,739	±0,016
Quote der Personen ohne Nettovermögen		21,1%	24,5%	24,0%	±0,9%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		6,2%	9,1%	8,3%	±0,6%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	3,6	4,6	4,1	±0,2
	P90 / P50	5,9	7,6	6,4	±0,4
	P95 / P50	9,1	11,9	9,6	±0,9
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	0	0	0	
	P30	6.291	4.000	4.900	
	P40	17.500	14.000	15.940	
	P50	40.000	30.500	36.000	
	P60	66.350	56.907	64.000	
	P70	100.000	92.500	99.852	
	P80	145.000	139.871	147.000	
	P90	236.000	232.500	231.229	

Verteilung der individuellen Vermögen in Deutschland

Personen zwischen 65 und 74 Jahren

Datenquelle: SOEP v29

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit		11,0%	13,1%	12,4%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	124.252	131.929	143.986	+9.684
	Median	50.683	49.000	75.500	+7.871
	Gini-Koeffizient	0,704	0,723	0,660	+0,025
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		19,8%	18,7%	17,5%	+1,4%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	7.610	8.945	8.448	+2.862
Quote der Personen ohne Schulden		85,9%	83,0%	82,1%	+1,4%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	116.642	122.984	135.538	+9.609
	Median	50.000	43.500	70.000	+9.814
	Gini-Koeffizient	0,705	0,726	0,685	+0,042
Quote der Personen ohne Nettovermögen		20,7%	19,5%	18,4%	+1,4%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		1,7%	1,9%	2,4%	+0,6%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	3,3	3,7	2,8	+0,3
	P90 / P50	5,4	6,0	4,5	+0,6
	P95 / P50	7,9	9,1	7,1	+1,1
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	0	300	2.000	
	P30	7.500	7.000	12.000	
	P40	20.000	19.000	40.000	
	P50	50.000	43.500	70.000	
	P60	80.000	80.000	100.478	
	P70	120.000	115.000	138.900	
	P80	165.000	162.640	196.668	
	P90	270.000	260.000	312.500	

Person im Alter von 75 Jahren und älter

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit		8,1%	8,3%	9,5%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	97.962	114.819	110.682	+12.992
	Median	20.280	26.410	40.000	+7.561
	Gini-Koeffizient	0,711	0,733	0,701	+0,031
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		24,9%	22,4%	21,7%	+1,8%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	2.346	1.455	1.831	+514
Quote der Personen ohne Schulden		94,7%	95,6%	93,3%	+1,1%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	95.615	113.365	108.852	+12.943
	Median	20.000	26.000	39.400	+7.754
	Gini-Koeffizient	0,714	0,737	0,704	+0,031
Quote der Personen ohne Nettovermögen		25,2%	22,6%	21,9%	+1,8%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		0,5%	0,8%	1,0%	+0,5%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	8,0	6,7	4,2	+0,9
	P90 / P50	13,1	10,6	6,9	+1,6
	P95 / P50	17,8	15,6	9,8	+2,7
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	0	0	0	
	P30	4.000	5.000	5.300	
	P40	10.000	12.500	14.000	
	P50	20.000	26.000	39.400	
	P60	59.269	58.460	76.000	
	P70	108.000	110.000	118.400	
	P80	160.000	175.000	165.937	
	P90	261.734	274.500	273.500	

6.2.4 Unterschiedliche Haushaltstypen

Unter den vier Haushaltstypen (Alleinlebende, Alleinerziehende sowie Paarhaushalte mit und ohne Kinder) haben Personen, die in Paarbeziehungen ohne Kinder leben, die höchsten durchschnittlichen individuellen Brutto- und Nettovermögen. Paare mit Kindern folgen bei den Bruttovermögen an zweiter Stelle. Da diese Gruppe im Mittelwert die höchsten Schulden hat, liegt ihr durchschnittliches Nettovermögen unter demjenigen der Alleinlebenden, obwohl diese im Durchschnitt ein geringeres Bruttovermögen aufweisen. Alleinerziehende weisen deutlich geringere Brutto- und Nettovermögensbestände auf als alle anderen Haushaltstypen. Generell sind Personen in Haushalten mit Kindern (Paare und Alleinerziehende) wesentlich häufiger verschuldet als Personen in Haushalten ohne Kinder.

Ein hoher Anteil der Alleinerziehenden (36%) besaß im Jahr 2012 keinerlei Nettovermögen. Bei den Alleinerziehenden ist der Median des Netto-

vermögens bei null. Die untersten fünf Perzentilgrenzen betragen null, das heißt, dass mindestens die Hälfte aller Alleinerziehenden kein Vermögen besitzen. Bei der Gesamtbevölkerung betragen nur die untersten zwei Perzentilgrenzen, bei den Alleinlebenden die untersten drei Perzentilgrenzen null. Auch in den oberen Perzentilgruppen sind die Unterschiede zwischen Alleinerziehenden und der Gesamtbevölkerung noch groß, auch wenn die Differenz zwischen den beiden Gruppen mit zunehmenden Vermögen abnimmt. Entsprechend hoch ist der Gini-Koeffizient.

Gemessen am Gini-Koeffizienten und den Perzentilverhältnissen sind die Nettovermögen auch in der Gruppe der Alleinlebenden ungleicher verteilt als bei den Personen, die in Paarhaushalten leben. An den Vermögensgrenzen der Perzentile wird klar, dass vor allem die armen Alleinlebenden ärmer waren als der Durchschnitt. Mit steigendem Vermögensperzentil schließt sich die Kluft zwischen Alleinlebenden und dem Bevölkerungsdurchschnitt. Die vermögendsten 10% der

Alleinlebenden waren sogar reicher als die vermögendsten 10% der Gesamtpopulation.

Die Verteilung der Nettovermögen ist in den Paarhaushalten weniger stark konzentriert als in den Haushalten mit Kindern. Ungefähr vier von fünf Personen in diesen Haushaltstypen verfügen über ein positives Nettovermögen. Insbesondere bei den Paaren ohne Kinder ist die Verteilung gemessen am Gini-Koeffizienten relativ ausgeglichen. Weniger vermögensreiche Personen in Paarhaushalten ohne Kinder, beispielsweise am P30- oder P40-Perzentil, sind deutlich vermögender als vergleichbare Personen in anderen Gruppen. Auch am oberen Rand der Verteilung ist das Vermögen weniger stark konzentriert als in anderen Gruppen, wie an den vergleichsweise niedrigen Perzentilverhältnissen abgelesen werden kann.

Bei den meisten Haushaltskonstellationen zeigt sich eine bemerkenswerte Konstanz in der Höhe der durchschnittlichen Nettovermögen. Nur in der sehr heterogenen Gruppe der Alleinlebenden ist

eine Aufwärtsentwicklung erkennbar. Hier nahmen die Nettovermögen im Verlauf der zehn Jahre um 11.000 Euro auf 84.000 Euro zu. Die Vermögenszuwächse setzen auch hier erst bei der Mitte der Verteilung, also oberhalb des Median, ein.

Bei der Interpretation ist zu berücksichtigen, dass die vier Gruppen hinsichtlich des Alters und Geschlechts unterschiedlich zusammengesetzt sind. Fast alle Alleinerziehende sind weiblich. Paarhaushalte ohne Kinder sind im Durchschnitt älter als Paarhaushalte mit Kindern. Infolgedessen gehen die Unterschiede zwischen den Haushaltstypen zum Teil auf andere Variablen zurück.

Verteilung der individuellen Vermögen in Deutschland

Alleinlebende

Datenquelle: SOEP v29

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
	Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit	18,0%	19,5%	20,6%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	81.238	95.423	95.508	+12.115
	Median	10.000	11.400	11.200	+1.709
	Gini-Koeffizient	0,784	0,801	0,787	+0,025
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		28,1%	25,3%	28,4%	+1,6%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	8.171	10.219	11.380	+2.672
Quote der Personen ohne Schulden		82,3%	78,9%	77,0%	+1,5%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	73.067	85.204	84.128	+10.166
	Median	10.000	10.300	10.000	+1.485
	Gini-Koeffizient	0,807	0,830	0,818	+0,021
Quote der Personen ohne Nettovermögen		31,1%	29,1%	32,6%	+1,6%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		5,9%	7,2%	8,6%	+1,0%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	11,0	10,7	12,5	+1,9
	P90 / P50	21,2	21,4	23,5	+3,9
	P95 / P50	32,4	34,0	37,0	+6,3
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	0	0	0	
	P30	0	400	0	
	P40	4.730	4.800	3.000	
	P50	10.000	10.300	10.000	
	P60	19.400	22.000	25.000	
	P70	45.360	50.000	59.000	
	P80	110.000	110.000	124.893	
	P90	212.000	220.000	235.000	

Alleinerziehende

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
	Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit	7,1%	7,3%	6,9%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	47.131	41.939	45.697	+8.972
	Median	1.000	500	300	+805
	Gini-Koeffizient	0,865	0,870	0,869	+0,025
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		46,9%	46,9%	47,9%	+3,0%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	8.410	6.687	8.095	+1.826
Quote der Personen ohne Schulden		78,2%	72,8%	76,5%	+2,6%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	38.721	35.252	37.602	+8.360
	Median	0	0	0	+0
	Gini-Koeffizient	0,913	0,946	0,924	+0,031
Quote der Personen ohne Nettovermögen		50,7%	52,5%	52,1%	+3,0%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		8,9%	14,7%	11,2%	+1,9%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	-	-	-	+0,0
	P90 / P50	-	-	-	+0,0
	P95 / P50	-	-	-	+0,0
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	-2.000	-1.200	
	P20	0	0	0	
	P30	0	0	0	
	P40	0	0	0	
	P50	0	0	0	
	P60	3.000	2.000	2.000	
	P70	10.000	8.000	6.170	
	P80	30.000	23.500	26.520	
	P90	114.000	103.655	114.300	

Verteilung der individuellen Vermögen in Deutschland

Paare ohne Kinder

Datenquelle: SOEP v29

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
	Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit	27,0%	28,4%	30,5%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	120.166	119.205	118.721	±7.804
	Median	50.000	46.170	54.000	±5.845
	Gini-Koeffizient	0,704	0,706	0,676	±0,013
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		16,8%	16,4%	16,0%	±0,8%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	13.635	14.185	13.754	±1.438
Quote der Personen ohne Schulden		74,3%	71,0%	70,3%	±1,1%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	106.531	105.019	104.966	±7.677
	Median	40.300	35.800	43.640	±4.323
	Gini-Koeffizient	0,720	0,734	0,712	±0,023
Quote der Personen ohne Nettovermögen		19,4%	19,5%	18,6%	±0,9%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		4,1%	5,4%	5,1%	±0,5%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	3,7	4,1	3,5	±0,3
	P90 / P50	6,1	6,8	5,4	±0,5
	P95 / P50	9,1	9,8	8,0	±0,9
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	1.000	300	1.100	
	P30	7.050	7.100	8.000	
	P40	16.976	17.500	20.000	
	P50	40.300	35.800	43.640	
	P60	70.000	65.400	75.200	
	P70	104.800	100.000	107.000	
	P80	150.000	146.500	153.000	
	P90	245.000	242.000	237.500	

Paare mit Kindern

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
	Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit	45,6%	42,9%	40,3%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	99.777	97.360	96.938	±5.885
	Median	20.000	15.676	18.500	±3.468
	Gini-Koeffizient	0,735	0,751	0,733	±0,016
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		25,3%	25,1%	23,9%	±1,0%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	23.090	24.079	22.582	±1.301
Quote der Personen ohne Schulden		58,9%	57,7%	58,9%	±1,2%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	76.686	73.281	74.356	±5.355
	Median	14.500	11.000	13.100	±1.978
	Gini-Koeffizient	0,796	0,828	0,799	±0,018
Quote der Personen ohne Nettovermögen		29,3%	30,4%	28,7%	±1,1%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		6,2%	8,5%	7,5%	±0,6%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	7,6	9,5	8,4	±1,2
	P90 / P50	12,8	16,5	14,6	±2,0
	P95 / P50	19,8	26,3	21,9	±3,5
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	0	0	0	
	P30	600	0	500	
	P40	5.000	3.847	4.980	
	P50	14.500	11.000	13.100	
	P60	37.500	27.200	32.300	
	P70	68.893	57.000	62.500	
	P80	110.500	104.731	109.540	
	P90	186.000	182.000	190.681	

6.2.5 Personen mit geringer Bildung und Personen mit hoher Bildung

Personen mit hoher Bildung sind deutlich vermöglicher als Personen mit geringer Bildung. Die durchschnittlichen Brutto- und Nettovermögen lagen im Jahr 2012 bei den besser ausgebildeten Personen mit ca. 167.000 Euro um mehr als das Dreifache über denen der schlechter ausgebildeten Personen. Zwar ist der Anteil der Personen, die Schulden haben, bei den besser Ausgebildeten höher; dies hat jedoch nur einen geringen Einfluss auf die Verteilung der Nettovermögen.

Die Unterschiede ziehen sich durch die gesamte Verteilung und sind am unteren Rand besonders stark ausgeprägt. Im Jahr 2012 hatten mehr als 40% der weniger gut Ausgebildeten kein Nettovermögen, und der Median lag bei lediglich 1.900

Euro, während er bei den besser Ausgebildeten 57.000 Euro betrug. Wie in anderen Gruppen mit vielen Personen ohne Vermögen ist der Gini-Koeffizient besonders hoch.

Die Vermögen zeigen in den Jahren 2002 bis 2012 eine weitgehende Konstanz hinsichtlich des arithmetischen Mittels unabhängig vom Grad der Bildung. Beide Gruppe haben nur relativ geringe Vermögensrückgänge von fünf (bei geringer Bildung) beziehungsweise zwei Prozent (bei hoher Bildung) zu verzeichnen. Die Entwicklung der Perzentile macht deutlich, dass die Rückgänge überproportional die Personen mit geringerem Vermögen betreffen.

Verteilung der individuellen Vermögen in Deutschland

Personen mit geringer Bildung

Datenquelle: SOEP v29

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit		18,1%	16,8%	15,0%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	54.683	45.572	52.661	±4.583
	Median	3.000	2.480	2.400	+931
	Gini-Koeffizient	0,796	0,813	0,799	±0,020
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		42,5%	42,2%	42,9%	±1,8%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	6.296	5.810	6.857	+888
Quote der Personen ohne Schulden		83,2%	82,9%	81,6%	±1,4%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	48.388	39.762	45.804	+4.316
	Median	2.500	1.600	1.900	+840
	Gini-Koeffizient	0,830	0,857	0,835	+0,021
Quote der Personen ohne Nettovermögen		44,5%	44,7%	44,7%	±1,8%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		4,5%	5,6%	6,5%	+0,9%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	32,0	33,8	40,8	+22,9
	P90 / P50	60,0	78,8	75,5	+45,6
	P95 / P50	93,9	125,5	114,7	+68,2
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	0	0	0	
	P30	0	0	0	
	P40	0	0	0	
	P50	2.500	1.600	1.900	
	P60	8.000	6.260	6.600	
	P70	28.000	17.400	24.700	
	P80	80.000	54.007	77.500	
	P80	80.000	54.007	77.500	
	P90	150.000	126.000	143.483	

Personen mit hoher Bildung

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit		18,0%	20,3%	22,5%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	170.777	175.799	166.642	+13.121
	Median	75.000	70.200	80.900	+6.824
	Gini-Koeffizient	0,698	0,702	0,671	±0,020
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		12,6%	10,2%	10,1%	+0,8%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	27.895	28.143	26.424	+2.669
Quote der Personen ohne Schulden		60,2%	59,5%	61,0%	±1,3%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	142.882	147.656	140.219	+12.045
	Median	50.000	49.000	57.000	+4.621
	Gini-Koeffizient	0,734	0,740	0,714	+0,029
Quote der Personen ohne Nettovermögen		15,3%	14,1%	14,0%	+0,9%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		4,3%	5,9%	5,1%	+0,6%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	3,8	3,9	3,5	+0,2
	P90 / P50	6,2	6,4	5,5	+0,4
	P95 / P50	10,0	10,2	8,7	+0,8
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	3.900	4.500	4.445	
	P30	12.000	14.000	14.000	
	P40	26.256	28.500	32.000	
	P50	50.000	49.000	57.000	
	P60	84.624	78.500	90.000	
	P70	130.000	126.500	135.000	
	P80	190.020	190.793	200.000	
	P80	190.020	190.793	200.000	
	P90	310.000	315.000	315.000	

6.2.6 Personen mit unterschiedlichem Erwerbsstatus

Für die Selbständigen ergibt sich das Bild einer überdurchschnittlich wohlhabenden Bevölkerungsgruppe. Das arithmetische Mittel des individuellen Bruttovermögens lag im Jahr 2012 mit ca. 339.000 Euro höher als in allen anderen Erwerbsgruppen. Der Mittelwert der individuellen Schulden war zwar mit 44.640 Euro ebenfalls überdurchschnittlich hoch, allerdings war der Schuldanteil am Bruttovermögen der Selbständigen geringer als in den anderen Bevölkerungsgruppen. Auch netto lag daher das Vermögen der Selbständigen mit ca. 294.000 Euro deutlich höher als beim Rest der Bevölkerung. Hierbei ist zu berücksichtigen, dass erhebliche Vermögensanteile der Selbständigen einer späteren Alterssicherung dienen.

Abhängig Beschäftigte hatten im Jahr 2012 ein durchschnittliches individuelles Bruttovermögen von knapp 90.000 Euro. Da fast die Hälfte von ihnen Schulden hat und die Höhe der Schulden vergleichsweise groß ist, lag das durchschnittliche Nettovermögen mit 67.500 Euro deutlich unter dem Bruttovermögen. Das durchschnittliche individuelle Nettovermögen von ca. 112.000 Euro bei Rentnern und Pensionären lag dagegen nur wenig unterhalb des Bruttovermögens, da diese Gruppe die wenigsten Schulden hat. Arbeitslose sind die Erwerbsgruppe mit dem geringsten Vermögen. Bei einem Durchschnittswert von 18.000 Euro im Jahr 2012 hat nur eine Minderheit überhaupt ein positives Nettovermögen.

Die Verteilung der individuellen Nettovermögen ist bei den Rentnern und Pensionären relativ gleichmäßig. Der Unterschied zwischen dem Median und dem P90-Perzentil betrug knapp das sechsfache, während das Verhältnis bei den Selbst-

ständigen 1:8 und bei den abhängig Beschäftigten sogar 1:9 betrug. Auch gemessen am Gini-Koeffizient ist die Verteilung bei Rentnern und Pensionären am wenigsten konzentriert. Die große Vermögensungleichheit bei den Arbeitslosen ergibt sich vor allem aus der großen Zahl derer, die kein Nettovermögen besitzen.

Zwischen 2002 und 2007 sind die durchschnittlichen individuellen Vermögen der Arbeitslosen erheblich zurückgegangen. Hatten im Jahr 2002 noch 20% der Arbeitslosen ein Vermögen von gut 33.500 Euro oder mehr⁶⁸, so gehörte im Jahr 2007 schon eine Person mit einem Nettovermögen von 8.000 Euro zu den 20% Vermögensreichsten. Zwischen 2007 und 2012 gab es nur noch vergleichsweise geringe Änderungen. Die Gründe für den Rückgang lassen sich nicht exakt voneinander trennen. Jedoch dürfte die Einführung des SGB II im Jahr 2005 sowie die Verkürzung der Bezugs-

dauer von Arbeitslosengeld I bei den Älteren eine Rolle gespielt haben.

Auch die Vermögen der Selbständigen sind zwischen 2002 und 2012 stark geschrumpft. Dabei betraf der Vermögensrückgang vor allem die weniger vermögenden Selbständigen. 2012 betrug die Vermögensgrenze des P20-Perzentils nur noch gut die Hälfte des Wertes aus dem Jahr 2002, bei P90 waren es dagegen noch 95%. Entsprechend stieg der Gini-Koeffizient im selben Zeitraum von 0,727 auf 0,754.

Bei den abhängig Beschäftigten zeigte sich nur ein geringfügiger Rückgang der Nettovermögen.

Für die zeitliche Entwicklung ergibt sich für Rentner und Pensionäre ein ähnliches Bild wie für Personen zwischen 65 und 74 Jahre bzw. ab 75 Jahre. Ihre Vermögen sind über den Betrachtungszeitraum leicht gestiegen, und die Ungleichheit hat sich in dieser Gruppe etwas vermindert

68 d.h. der relative Anteil der statistischen Fälle mit einem Vermögen oberhalb von P80.

Verteilung der individuellen Vermögen in Deutschland

Selbständige

Datenquelle: SOEP v29

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
	Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit	4,3%	4,6%	4,8%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	386.598	370.026	338.893	±60.607
	Median	157.000	125.600	120.000	±18.812
	Gini-Koeffizient	0,691	0,728	0,729	±0,042
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		9,2%	8,0%	10,8%	±1,9%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	59.265	64.396	44.640	±9.696
Quote der Personen ohne Schulden		48,4%	44,0%	50,5%	±3,0%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	327.333	305.630	294.253	±55.099
	Median	120.000	83.856	88.000	±14.305
	Gini-Koeffizient	0,727	0,773	0,754	±0,038
Quote der Personen ohne Nettovermögen		13,8%	15,2%	14,1%	±2,1%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		7,2%	8,5%	4,8%	±1,3%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	3,7	4,2	4,2	±0,8
	P90 / P50	5,9	8,6	7,6	±1,9
	P95 / P50	9,9	15,4	12,8	±2,8
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	10.100	5.000	5.660	
	P30	35.650	23.400	25.000	
	P40	72.290	48.500	54.573	
	P50	120.000	83.856	88.000	
	P60	185.000	139.004	134.360	
	P70	285.000	220.000	203.000	
	P80	440.000	354.800	370.000	
	P90	705.000	720.555	669.500	

Abhängig Beschäftigte

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
	Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit	37,5%	38,6%	41,6%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	89.597	87.729	89.475	±3.493
	Median	26.000	26.500	30.000	±3.910
	Gini-Koeffizient	0,689	0,689	0,678	±0,012
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		17,4%	16,5%	17,2%	±0,8%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	20.168	20.687	21.957	±1.068
Quote der Personen ohne Schulden		58,0%	55,5%	55,6%	±1,0%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	69.428	67.042	67.518	±3.158
	Median	20.000	19.000	20.400	±2.464
	Gini-Koeffizient	0,740	0,762	0,746	±0,016
Quote der Personen ohne Nettovermögen		22,5%	23,0%	23,4%	±0,9%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		7,7%	10,2%	10,0%	±0,6%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	5,6	5,7	5,5	±0,5
	P90 / P50	9,1	9,6	9,3	±1,0
	P95 / P50	13,1	14,1	13,1	±1,5
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	-400	-80	
	P20	0	0	0	
	P30	4.000	3.200	3.000	
	P40	10.000	9.080	9.500	
	P50	20.000	19.000	20.400	
	P60	42.500	36.762	40.000	
	P70	71.250	65.000	70.000	
	P80	111.500	107.448	111.900	
	P90	181.981	181.928	189.000	

Verteilung der individuellen Vermögen in Deutschland

Arbeitslose

Datenquelle: SOEP v29

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit		5,0%	5,4%	4,2%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	37.345	21.080	21.996	±6.220
	Median	600	0	0	±0
	Gini-Koeffizient	0,841	0,894	0,900	±0,019
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		48,5%	59,5%	62,1%	±3,3%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	6.646	6.402	3.993	±926
	Quote der Personen ohne Schulden	75,9%	72,7%	75,0%	±3,0%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	30.699	14.678	18.003	±5.963
	Median	0	0	0	±0
	Gini-Koeffizient	0,924	1,167	1,015	±0,058
Quote der Personen ohne Nettovermögen		51,8%	64,5%	65,1%	±3,3%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		10,0%	16,5%	14,0%	±2,4%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	-	-	-	±0,0
	P90 / P50	-	-	-	±0,0
	P95 / P50	-	-	-	±0,0
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	-4.500	-2.000	
	P20	0	0	0	
	P30	0	0	0	
	P40	0	0	0	
	P50	0	0	0	
	P60	3.500	0	0	
	P70	10.500	1.386	1.540	
	P80	33.500	8.000	6.050	
	P90	100.000	49.500	48.000	

Rentner / Pensionäre

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit		22,9%	23,3%	23,3%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	98.273	110.054	117.204	±6.134
	Median	32.500	34.400	50.000	±5.436
	Gini-Koeffizient	0,687	0,711	0,678	±0,015
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		21,9%	21,0%	21,4%	±1,1%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	4.366	5.631	5.440	±1.564
	Quote der Personen ohne Schulden	88,2%	86,3%	86,1%	±0,9%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	93.906	104.423	111.764	±6.131
	Median	30.000	31.000	47.747	±4.778
	Gini-Koeffizient	0,691	0,718	0,699	±0,021
Quote der Personen ohne Nettovermögen		22,7%	21,7%	22,3%	±1,1%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		1,4%	1,9%	2,3%	±0,4%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	5,1	5,1	3,6	±0,3
	P90 / P50	8,3	8,3	5,7	±0,6
	P95 / P50	11,6	12,3	8,5	±1,0
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	0	0	0	
	P30	5.000	5.000	5.800	
	P40	12.500	14.380	19.400	
	P50	30.000	31.000	47.747	
	P60	67.300	65.000	84.600	
	P70	107.000	107.500	123.500	
	P80	154.000	158.000	171.800	
	P90	250.000	257.930	272.000	

6.2.7 Personen mit Migrationshintergrund

Personen mit Migrationshintergrund verfügen über ein vergleichsweise geringeres individuelles Vermögen. In der Gruppe der Personen mit Migrationshintergrund besteht zudem ein deutlicher Unterschied zwischen Deutschen und Ausländern und Ausländerinnen. Bei Deutschen mit Migrationshintergrund lag das arithmetische Mittel des individuellen Bruttovermögens mit 73.000 Euro bei ungefähr 70% des deutschlandweiten Durchschnittswertes. Bei Ausländern und Ausländerinnen betrug das arithmetische Mittel des Bruttovermögens ungefähr 50% des Bundesdurchschnitts und 69% des Wertes für Deutsche mit Migrationshintergrund.

Auch beim Nettovermögen lagen beide Bevölkerungsgruppen deutlich unter dem allgemeinen Durchschnitt. Zudem war der Anteil der Ausländer und Ausländerinnen ohne Brutto- oder Nettovermögen (39% beziehungsweise 42%) gegenüber dem Bevölkerungsdurchschnitt deutlich erhöht.

Die Unterschiede in den Nettovermögen sind in beiden Gruppen von Personen mit Migrationshintergrund deutlich ausgeprägt. In der Gruppe der Personen mit ausländischer Staatsangehörigkeit wird die Ungleichheit der Nettovermögen stark durch den hohen Anteil derer beeinflusst, die keinerlei Vermögen haben. Aber auch in der Gruppe der Deutschen mit Migrationshintergrund sind Gini-Koeffizient und Perzentilsabstände deutlich höher als in der Gesamtbevölkerung in Deutschland. Das könnte darauf hindeuten, dass die Deutschen mit Migrationshintergrund hinsichtlich des Migrationszeitpunktes, des Grades der Integration, aber auch hinsichtlich anderer vermögensrelevanter Merkmale eine sehr heterogene Gruppe sind.

Die Nettovermögen der Ausländerinnen und Ausländer haben in der Beobachtungsperiode 2002 bis 2012 um etwa 10.000 Euro auf 39.000 Euro zugenommen. Auch die Vermögen der Deutschen mit Migrationshintergrund wuchsen in diesem Zeitraum erkennbar: um etwa 4.000 Euro auf 58.000 Euro.

Verteilung der individuellen Vermögen in Deutschland

Deutsche mit Migrationshintergrund

Datenquelle: SOEP v29

Jahr	vor 10 Jahren		vor 5 Jahren		Berichtsjahr		
	2002	2007	2012	2012	2002-2012		
	Werte	Werte	Werte	CI 95%			
Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit	9,2%	10,7%	12,8%				
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	65.738	70.326	73.120	±8.413		
	Median	4.840	3.700	6.940	±2.421		
	Gini-Koeffizient	0,801	0,834	0,773	±0,020		
Quote der Personen ohne Bruttovermögen	38,1%	36,8%	32,9%	±2,2%			
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	11.390	12.359	15.033	±2.311		
Quote der Personen ohne Schulden	76,8%	71,8%	69,9%	±2,1%			
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	54.348	57.967	58.087	±7.668		
	Median	4.000	2.580	5.000	±1.836		
	Gini-Koeffizient	0,864	0,892	0,837	±0,035		
Quote der Personen ohne Nettovermögen	42,0%	41,1%	36,6%	±2,2%			
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen	6,6%	8,7%	8,7%	±1,3%			
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	18,9	22,9	16,8	±4,6		
	P90 / P50	40,0	53,5	32,4	±10,3		
	P95 / P50	67,5	87,4	53,8	±17,1		
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0			
	P20	0	0	0			
	P30	0	0	0			
	P40	0	0	1.000			
	P50	4.000	2.580	5.000			
	P60	9.013	9.500	15.560			
	P70	30.000	21.000	44.500			
	P80	75.500	59.000	84.000			
	P90	160.000	138.000	162.000			

Ausländer mit Migrationshintergrund

Jahr	vor 10 Jahren		vor 5 Jahren		Berichtsjahr		
	2002	2007	2012	2012	2002-2012		
	Werte	Werte	Werte	CI 95%			
Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit	8,7%	8,9%	9,0%				
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	39.823	44.458	50.159	±10.379		
	Median	0	400	1.920	±1.739		
	Gini-Koeffizient	0,843	0,842	0,806	±0,033		
Quote der Personen ohne Bruttovermögen	50,5%	48,7%	45,0%	±3,3%			
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	10.986	11.111	11.604	±2.134		
Quote der Personen ohne Schulden	76,6%	71,8%	73,1%	±2,9%			
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	28.837	33.347	38.554	±9.375		
	Median	0	0	500	±1.425		
	Gini-Koeffizient	0,926	0,952	0,886	±0,049		
Quote der Personen ohne Nettovermögen	53,7%	53,2%	48,4%	±3,3%			
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen	7,0%	9,5%	8,1%	±1,8%			
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	-	-	92,0	±336,2		
	P90 / P50	-	-	230,0	±925,0		
	P95 / P50	-	-	361,2	±1.485,7		
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0			
	P20	0	0	0			
	P30	0	0	0			
	P40	0	0	0			
	P50	0	0	500			
	P60	3.000	2.500	6.000			
	P70	10.000	10.600	21.977			
	P80	35.000	40.000	46.000			
	P90	86.800	90.000	115.000			

6.2.8 Personen mit selbstgenutztem Wohneigentum und Personen ohne selbstgenutztes Wohneigentum

Wohneigentum zählt zu den Vermögensgegenständen. Schon deshalb haben Personen mit selbstgenutztem Wohneigentum im Durchschnitt ein um ein Vielfaches höheres individuelles Bruttovermögen als Personen in Mieterhaushalten (172.000 Euro gegenüber 24.000 Euro). Bei der Interpretation muss aber auch berücksichtigt werden, dass in der Gruppe der Personen mit selbstgenutztem Wohneigentum vermögendere Bevölkerungsgruppen überproportional vertreten sind. So sind besonders viele Personen, die in ihrem eigenen Haus leben, selbständig tätig, gut ausgebildet, im erwerbsfähigem oder Rentenalter oder in einer Paarbeziehung mit oder ohne Kinder. Alleinerziehende, junge Leute unter 35 Jahre und Personen mit Migrationshintergrund sind dagegen unterrepräsentiert.

Berücksichtigt man die teilweise auch zur Immobilienfinanzierung aufgenommenen Kredite – betrachtete also die Nettovermögen – so ändert sich der Abstand zwischen den Vermögen der Eigentümer- und der Mieterhaushalte nur wenig, obwohl die Immobilienbesitzer häufiger verschuldet sind und sich in höherem Umfang verschuldet haben.

Knapp 40% derjenigen, die nicht in den eigenen vier Wänden leben, haben überhaupt kein Vermögen akkumuliert. Entsprechend hoch ist der Gini-Koeffizient in dieser Gruppe. Die Verteilung der Vermögen verläuft dagegen bei den Immobilienbesitzer gleichmäßiger. Der Median der Verteilung liegt bei 84.500 Euro und ist damit fünf Mal höher als in der Gesamtbevölkerung, der Mittelwert ist mit ungefähr 146.000 Euro dagegen nur um 71% höher als bei allen Personen. Daraus ergibt sich in dieser Gruppe ein relativ geringer Gini-Koeffizient von etwas mehr als 0,6.

Zwischen 2002 und 2012 gingen Mittelwert und Median des Brutto- und Nettovermögens bei den Personen mit selbstgenutztem Wohneigentum leicht zurück. Bei den Personen in Mieterhaushalten sehen wir einen geringen Anstieg des arithmetischen Mittels, der sich jedoch nicht in der Entwicklung des Median zeigt. Offensichtlich gingen im unteren Bereich der Vermögensverteilung die Bestände zurück, während sich im oberen Bereich ab P80 geringe Zuwächse zeigen.

Verteilung der individuellen Vermögen in Deutschland

Personen mit selbstgenutztem Wohneigentum

Datenquelle: SOEP v29

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit		50,7%	49,6%	52,3%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	175.455	175.745	171.648	±6.624
	Median	114.500	109.347	112.361	±3.755
	Gini-Koeffizient	0,589	0,602	0,580	±0,012
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		10,4%	8,7%	9,0%	±0,5%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	27.669	28.372	26.032	±1.357
Quote der Personen ohne Schulden		57,6%	58,2%	59,1%	±0,9%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	147.786	147.373	145.616	±6.397
	Median	87.500	80.000	84.500	±2.585
	Gini-Koeffizient	0,628	0,654	0,632	±0,014
Quote der Personen ohne Nettovermögen		11,8%	10,9%	10,9%	±0,6%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		1,7%	2,5%	2,1%	±0,3%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	2,3	2,5	2,4	±0,1
	P90 / P50	3,5	3,8	3,6	±0,1
	P95 / P50	5,2	5,6	5,6	±0,3
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	10.000	9.520	10.000	
	P30	37.500	30.000	33.500	
	P40	61.900	52.000	58.000	
	P50	87.500	80.000	84.500	
	P60	115.000	109.406	113.750	
	P70	150.000	145.220	150.000	
	P80	200.000	197.000	203.412	
	P80	200.000	197.000	203.412	
	P90	310.000	301.160	306.800	

Personen ohne selbstgenutztes Wohneigentum

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit		49,3%	50,4%	47,7%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	20.778	25.888	24.089	±4.884
	Median	3.250	3.000	2.640	±487
	Gini-Koeffizient	0,829	0,857	0,850	±0,035
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		39,1%	38,3%	39,5%	±1,1%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	3.344	4.368	4.670	±1.068
Quote der Personen ohne Schulden		83,8%	78,2%	78,6%	±0,9%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	17.435	21.520	19.419	±3.974
	Median	2.000	1.700	1.200	±509
	Gini-Koeffizient	0,948	0,984	0,987	±0,036
Quote der Personen ohne Nettovermögen		44,1%	44,4%	45,7%	±1,1%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		9,4%	12,3%	12,7%	±0,7%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	9,3	11,7	16,7	±7,2
	P90 / P50	20,0	24,1	36,7	±16,9
	P95 / P50	35,8	47,1	69,2	±32,6
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	-1.600	-2.000	
	P20	0	0	0	
	P30	0	0	0	
	P40	0	0	0	
	P50	2.000	1.700	1.200	
	P60	5.000	5.000	4.500	
	P70	10.000	10.000	10.000	
	P80	18.500	19.930	20.000	
	P80	18.500	19.930	20.000	
	P90	40.000	41.000	44.000	

6.2.9 Personen mit Körperbehinderung

Die Gruppe der Personen mit einer Körperbehinderung war im Durchschnitt nicht weniger vermögend als der Bevölkerungsdurchschnitt. Das arithmetische Mittel des individuellen Bruttovermögens unterscheidet sich nicht erheblich vom Wert für alle Personen insgesamt. Die durchschnittliche Höhe der individuellen Schulden liegt bei den Körperbehinderten sogar unterhalb der Schulden der Gesamtbevölkerung, so dass das Nettovermögen der Personen mit Körperbehinderung im Jahr 2012 im Durchschnitt mit gut 90.000 Euro sogar über dem allgemeinen Wert lag. Die Gruppe der Körperbehinderten konnte zwischen 2002 und 2012 einen Zugewinn beim Bruttovermögen wie beim Nettovermögen von etwa 10.000 Euro verzeichnen.

6.2.10 Personen mit schlechtem Gesundheitszustand

Im Gegensatz zu körperlich Behinderten waren gesundheitlich eingeschränkte Personen weniger vermögend als der Durchschnitt. Das arithmetische Mittel des individuellen Bruttovermögens betrug 85% des deutschen Durchschnittswertes. Auch das arithmetische Mittel des Nettovermögens lag mit 75.000 um 12% unter dem gesamtdeutschen Wert. Zudem besaß eine größere Gruppe unter den Erkrankten kein (35%) oder ein negatives Vermögen (7%). Der Median der Nettovermögen lag im Jahr 2012 um 31% unter dem Wert für alle Personen. Das bedeutet, dass es eine relativ große Gruppe von Personen mit gesundheitlichen Beschwerden gibt, die zugleich vermögensarm sind. Dieser Befund wird noch akzentuiert, wenn man sich vergegenwärtigt, dass ein überproportional großer Anteil dieser Personen über 65 Jahre alt ist und somit potenziell zu einer der vermögendsten Teilpopulationen gehört. Im Zeitverlauf lässt sich keine Veränderung hinsichtlich der Vermögensverteilung in dieser Gruppe erkennen.

Verteilung der individuellen Vermögen in Deutschland

Personen mit Körperbehinderung

Datenquelle: SOEP v29

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
	Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit	10,6%	11,1%	11,1%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	89.772	104.434	100.384	±11.523
	Median	25.000	22.500	25.330	±9.836
	Gini-Koeffizient	0,703	0,744	0,723	±0,024
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		25,6%	25,2%	27,3%	±1,8%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	9.580	10.202	10.022	±1.456
Quote der Personen ohne Schulden		76,7%	75,2%	74,7%	±1,7%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	80.191	94.232	90.362	±11.202
	Median	22.500	18.297	21.500	±6.502
	Gini-Koeffizient	0,726	0,776	0,760	±0,026
Quote der Personen ohne Nettovermögen		28,1%	27,7%	29,3%	±1,8%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		5,4%	5,7%	5,6%	±0,9%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	5,8	7,4	6,5	±1,9
	P90 / P50	9,9	13,1	10,5	±3,0
	P95 / P50	14,7	20,9	15,1	±4,4
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	0	0	0	
	P30	2.500	1.750	500	
	P40	9.000	7.460	7.500	
	P50	22.500	18.297	21.500	
	P60	50.000	43.500	50.500	
	P70	85.000	85.000	93.316	
	P80	131.471	135.300	140.000	
	P90	223.000	239.000	225.000	

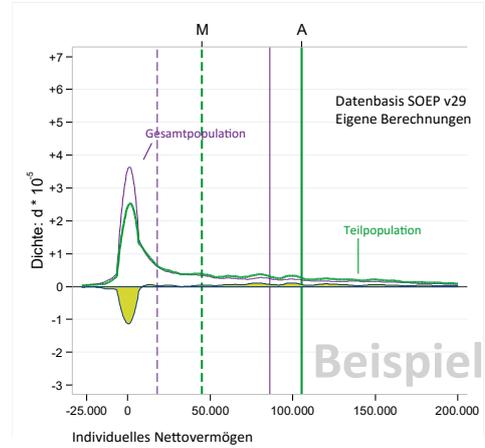
Personen mit schlechtem Gesundheitszustand

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	
		2002	2007	2012	2002-2012
		Werte	Werte	Werte	CI 95%
	Relativer Anteil der Teilpopulation an der Grundgesamtheit	15,3%	16,5%	15,3%	
Individuelle Bruttovermögen	Arithmetisches Mittel	86.133	83.124	85.708	±7.470
	Median	14.400	15.000	14.600	±3.928
	Gini-Koeffizient	0,748	0,750	0,752	±0,023
Quote der Personen ohne Bruttovermögen		29,5%	29,4%	32,7%	±1,6%
Individuelle Schulden	Arithmetisches Mittel	11.388	11.197	10.711	±1.494
Quote der Personen ohne Schulden		76,6%	72,7%	75,1%	±1,5%
Individuelle Nettovermögen	Arithmetisches Mittel	74.745	71.927	74.997	±7.017
	Median	11.977	12.500	11.880	±2.832
	Gini-Koeffizient	0,772	0,794	0,797	±0,027
Quote der Personen ohne Nettovermögen		32,1%	33,2%	35,3%	±1,6%
Quote der Personen mit negativen Nettovermögen		6,1%	7,8%	7,0%	±0,9%
Perzentilverhältnisse des individuellen Nettovermögens	P80 / P50	10,3	8,6	9,7	±2,1
	P90 / P50	16,9	16,0	16,5	±3,9
	P95 / P50	24,6	24,0	25,3	±6,2
Perzentile des individuellen Nettovermögens	P10	0	0	0	
	P20	0	0	0	
	P30	0	0	0	
	P40	5.000	4.000	2.500	
	P50	11.977	12.500	11.880	
	P60	32.500	30.000	32.500	
	P70	72.500	60.540	68.000	
	P80	123.133	108.000	115.000	
	P90	203.000	200.000	196.500	

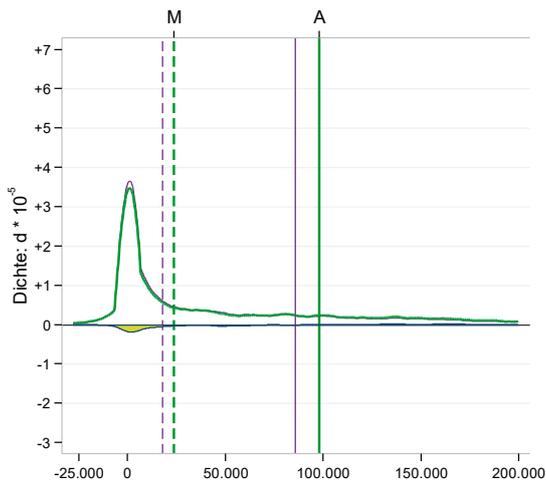
Verteilung der individuellen Nettovermögen 2012

Die folgenden Übersichten zeigen die Verteilung des individuellen Nettovermögens für eine Vielzahl von Teilpopulationen im Jahr 2012. Die gelbe Fläche macht deutlich, inwieweit sich die Verteilung in den Teilpopulationen von denen der Gesamtpopulation unterscheidet. Der dargestellte Bereich von -25.000 bis 200.000 Euro deckt 2012 nur 86% der gesamten Vermögensverteilung ab, wobei etwa 12% der Haushalte über ein höheres, 2% über ein geringeres Nettovermögen verfügen.

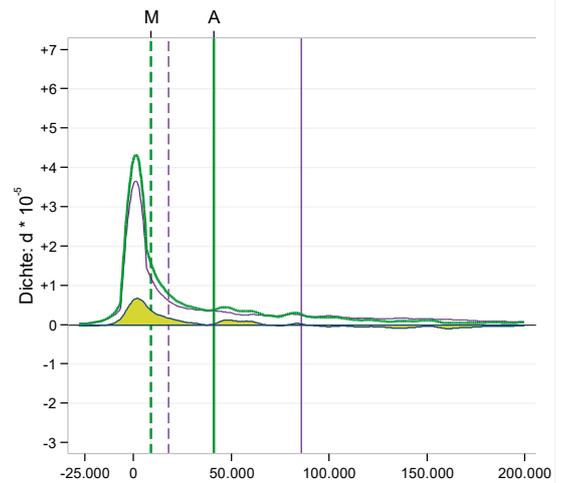
- Arithmetisches Mittel Teilpopulation
- Arithmetisches Mittel Gesamtpopulation
- - - Median Teilpopulation
- - - Median Gesamtpopulation
- Differenz $d_{\text{Gesamt}} - d_{\text{Teil}}$



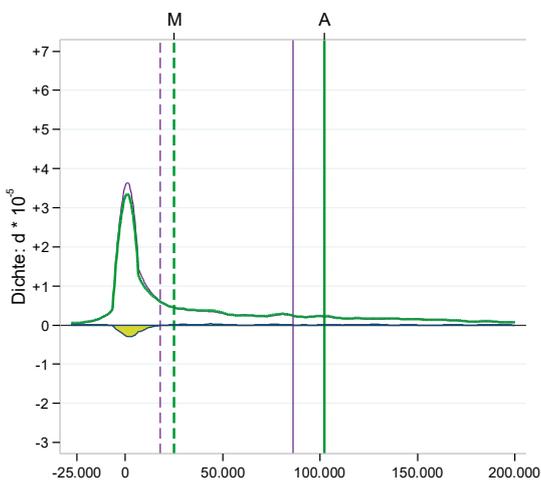
Westdeutschland



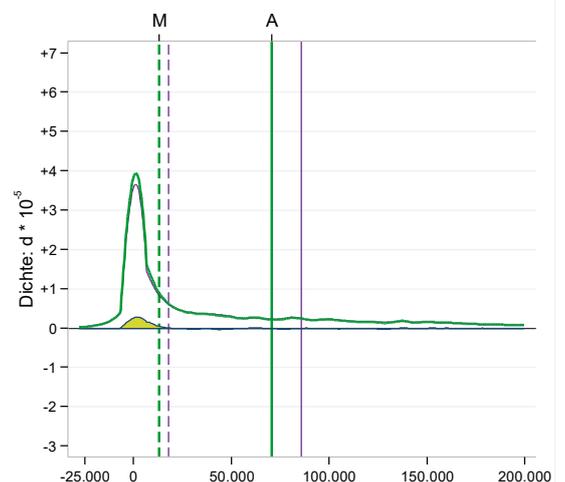
Ostdeutschland



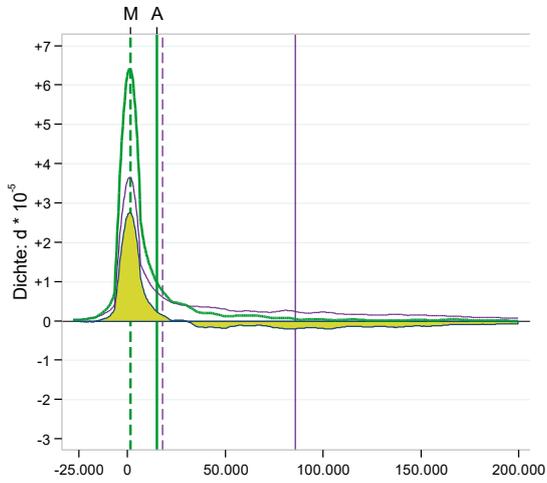
Männer



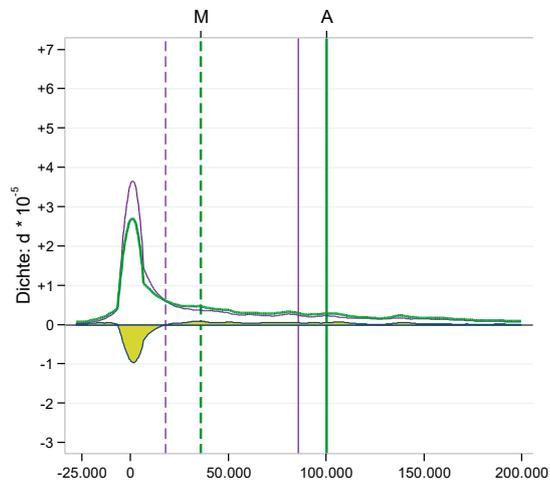
Frauen



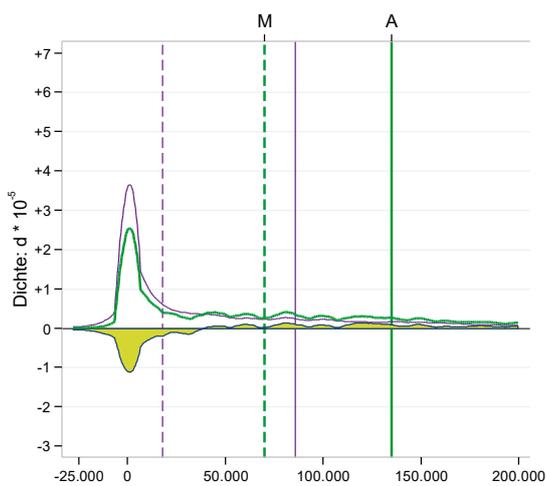
► Zwischen 18 und 34 Jahre



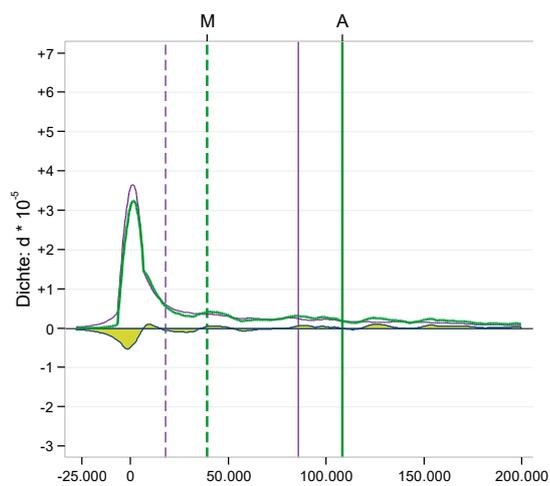
► Zwischen 35 und 64 Jahre



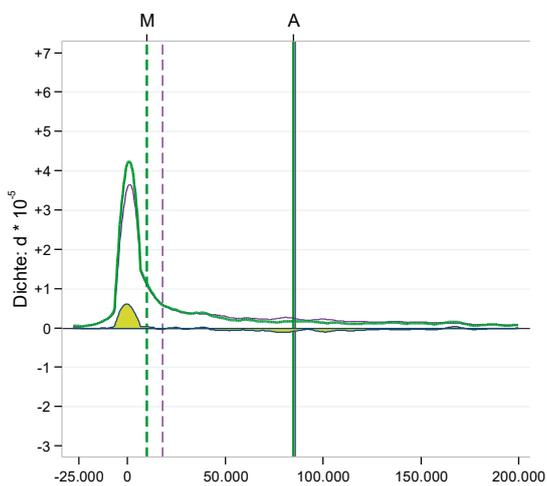
► Zwischen 65 und 74 Jahre



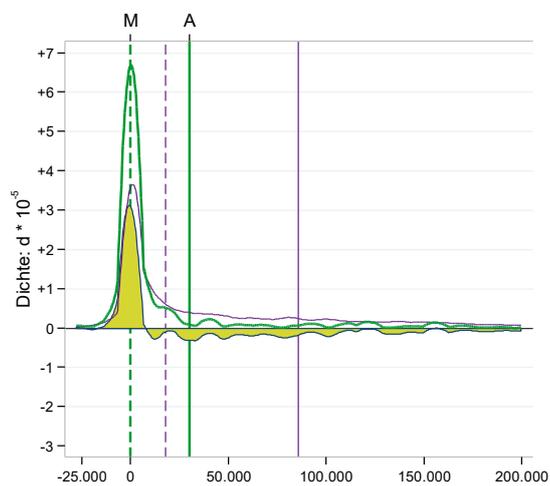
► 75 Jahre und älter



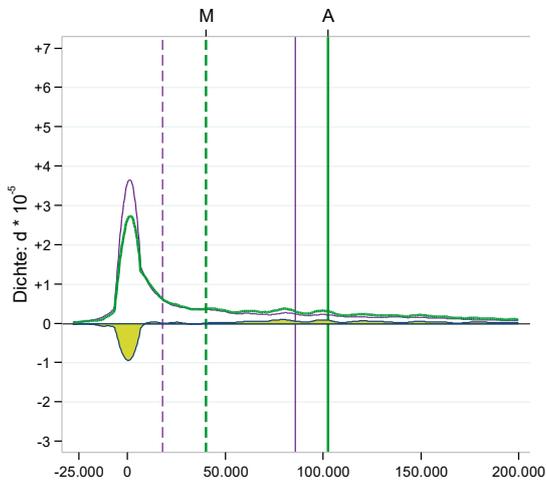
► Alleinlebende



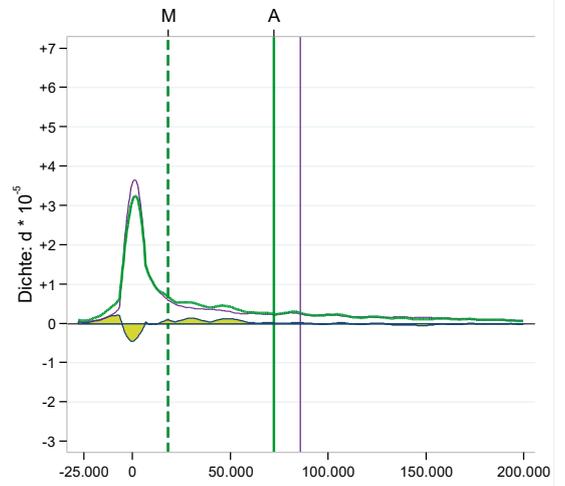
► Alleinerziehende



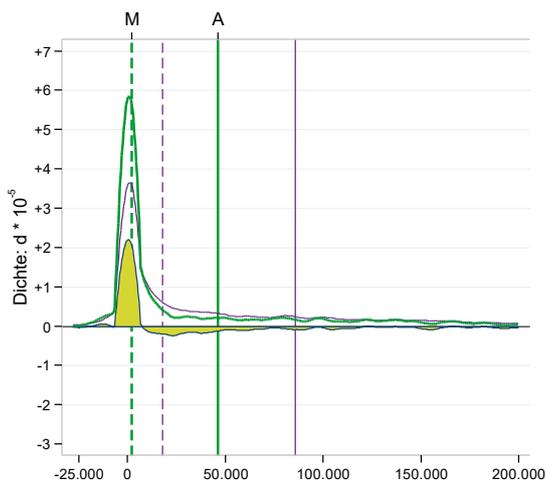
► Paare ohne Kinder



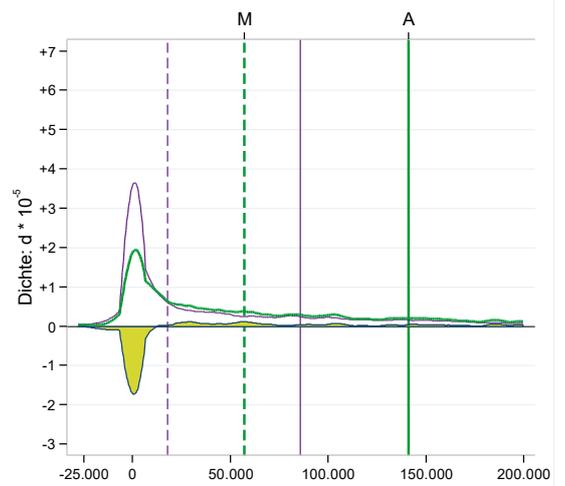
► Paare mit Kindern



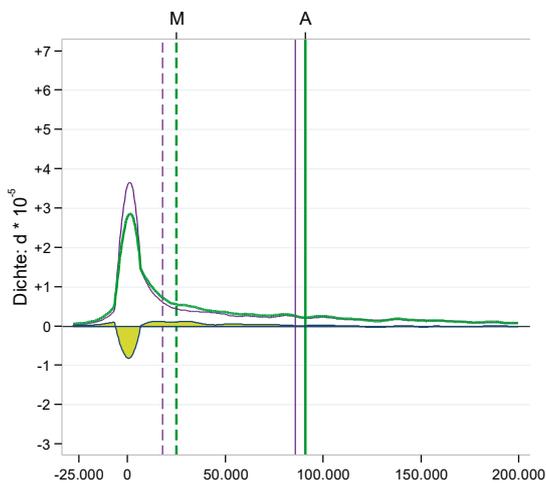
► Personen mit eher geringer Bildung



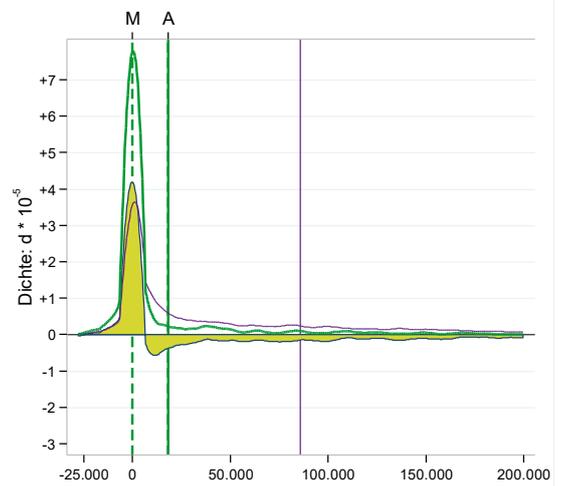
► Personen mit eher hoher Bildung



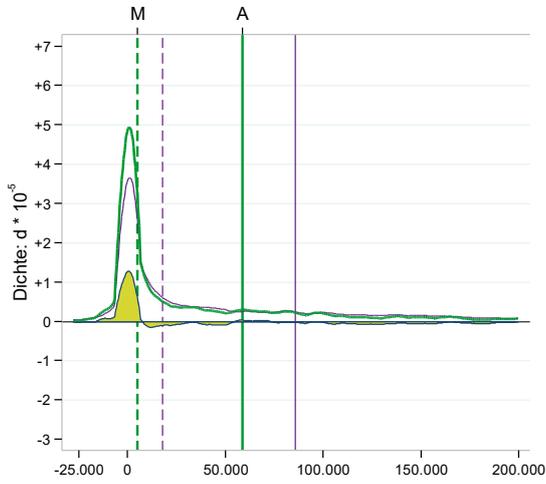
► Erwerbstätige



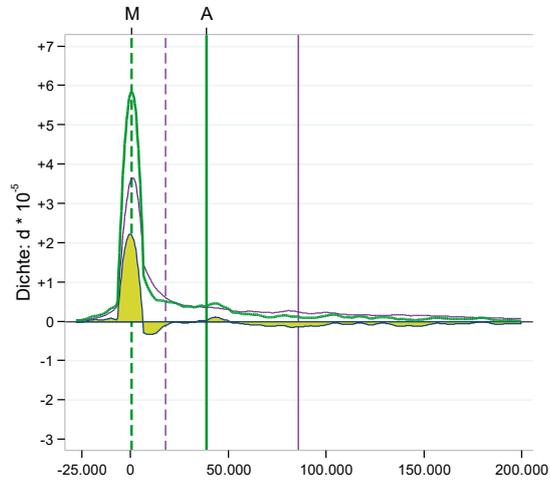
► Arbeitslose



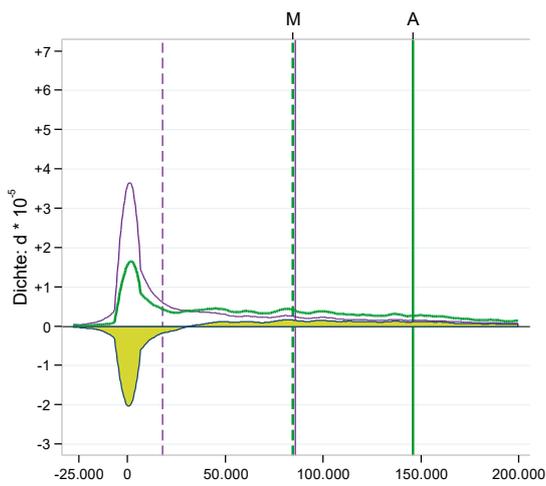
► Deutsche mit Migrationshintergrund



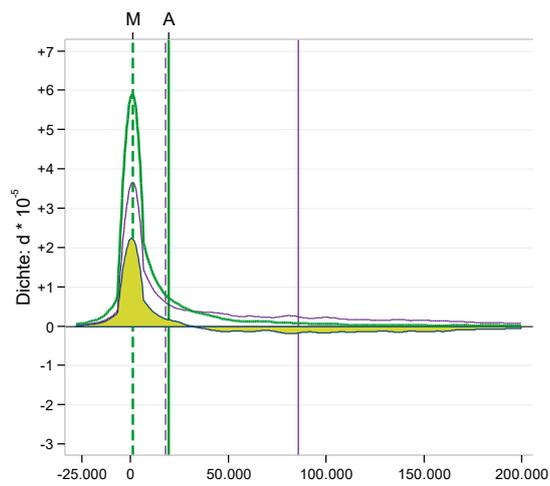
► Ausländer mit Migrationshintergrund



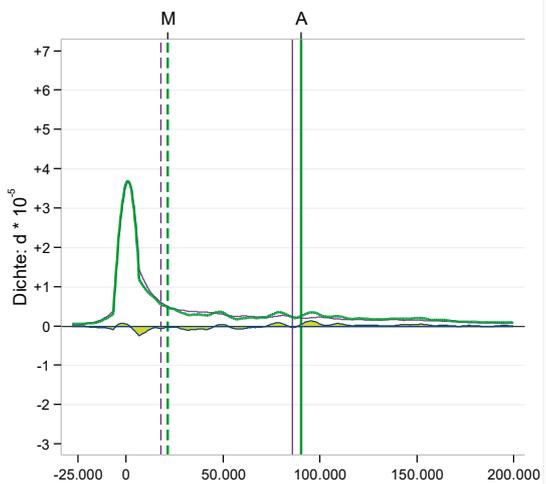
► Personen mit selbstgenutztem Wohneigentum



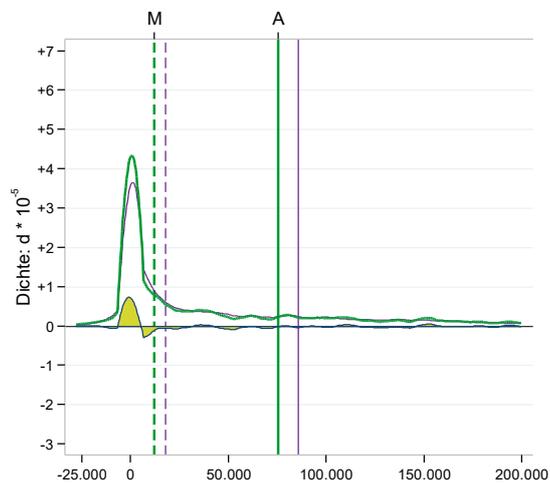
► Personen ohne selbstgenutztes Wohneigentum



► Körperbehinderte Personen



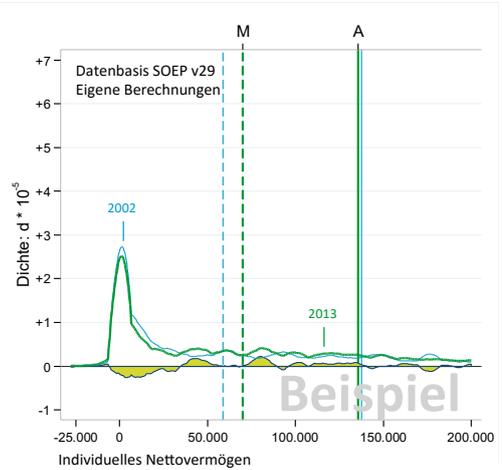
► Personen von eher schlechter Gesundheit



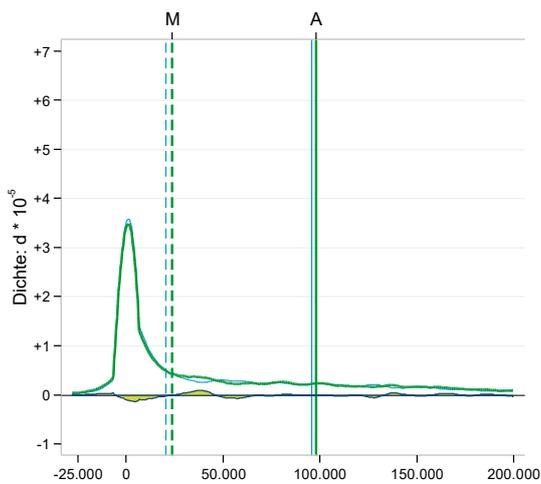
Veränderung in der Verteilung der individuellen Nettovermögen 2002 → 2012

Die folgenden Übersichten zeigen die Verteilung des individuellen Nettovermögens für eine Vielzahl von Teilpopulationen in den Jahren 2012 und 2002. Die gelbe Fläche macht deutlich, inwieweit sich die Verteilung in 2012 von der in 2002 unterscheidet. Der dargestellte Bereich von -25.000 bis 200.000 Euro deckt für 2012 nur 91% der gesamten Vermögensverteilung ab, wobei etwa 8,5% der Personen über ein höheres, 0,5% über ein geringeres Nettovermögen verfügen.

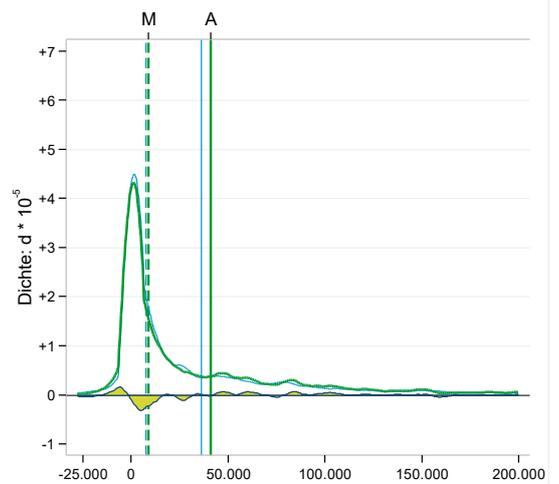
- Arithmetisches Mittel 2012
- Arithmetisches Mittel 2002
- - - Median 2012
- - - Median 2002
- Differenz $d_{2012} - d_{2002}$



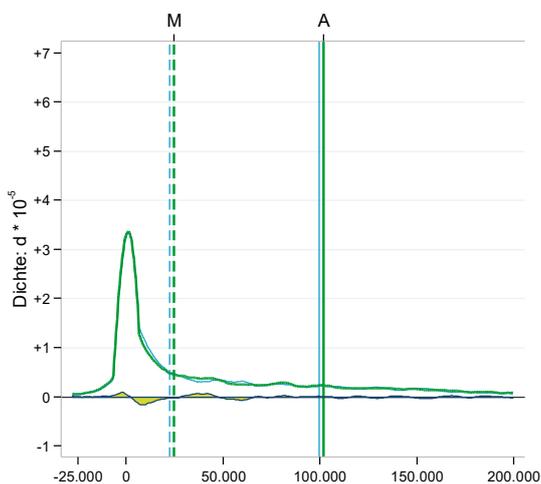
Westdeutschland



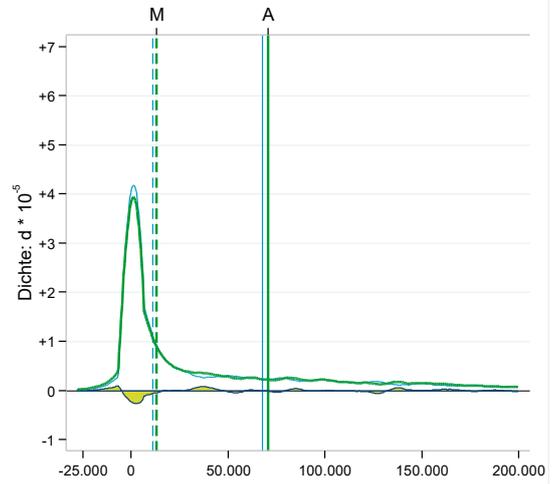
Ostdeutschland



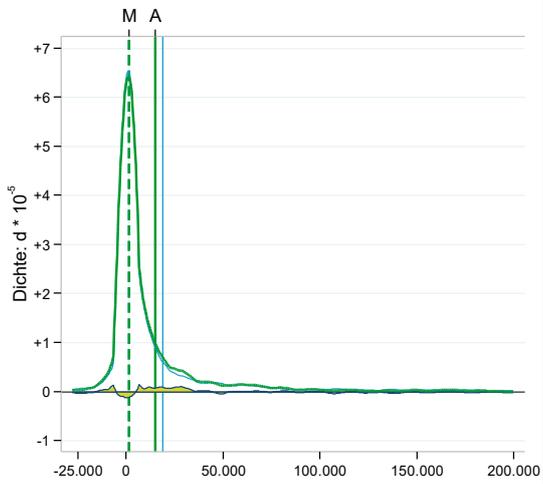
Männer



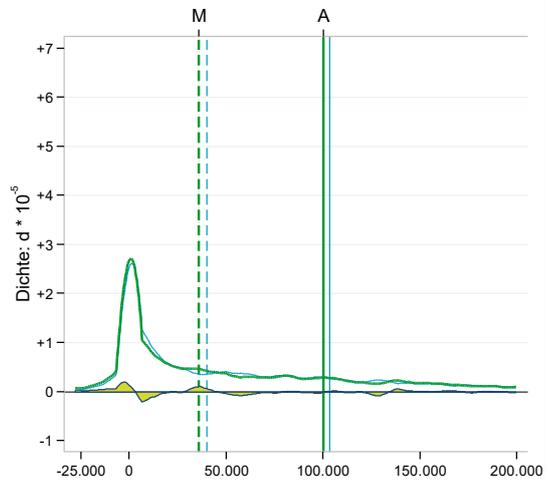
Frauen



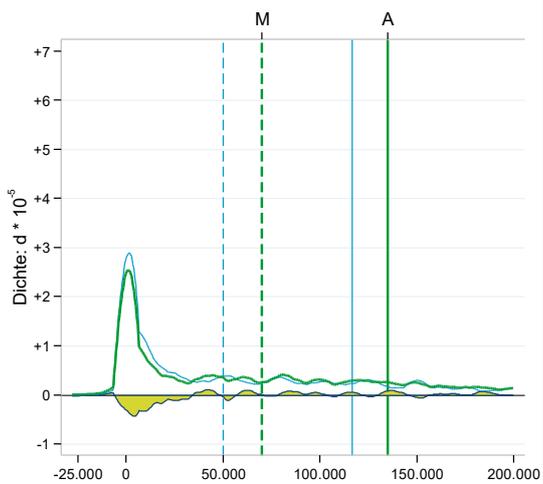
► Zwischen 18 und 34 Jahre



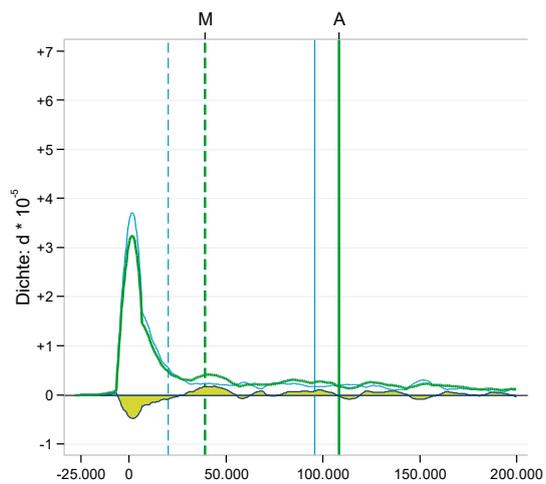
► Zwischen 35 und 64 Jahre



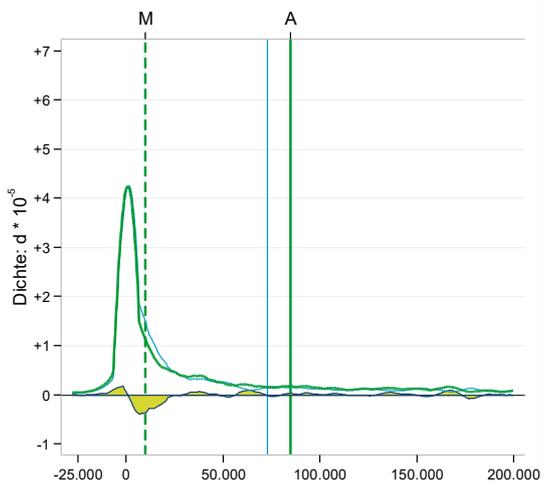
► Zwischen 65 und 74 Jahre



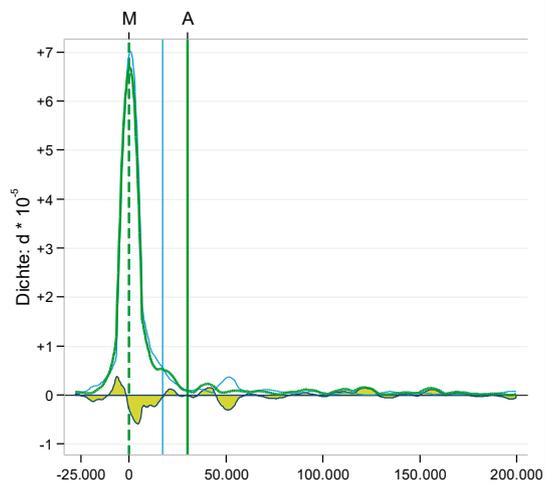
► 75 Jahre und älter



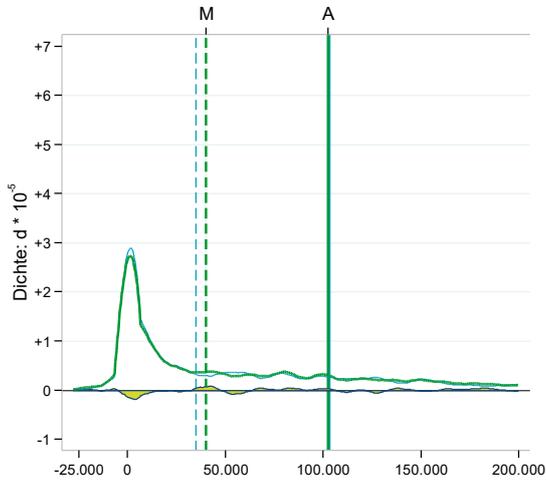
► Alleinlebende



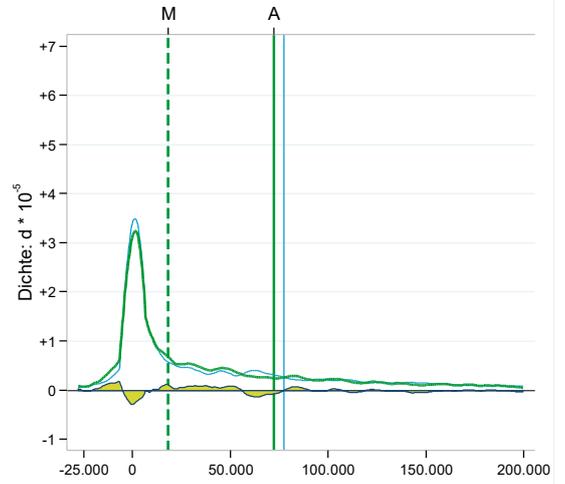
► Alleinerziehende



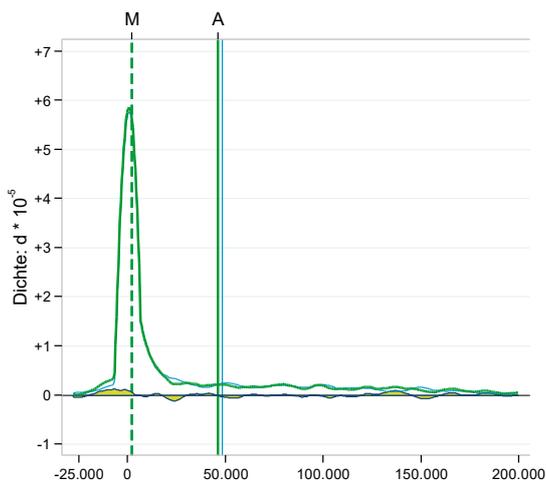
► Paare ohne Kinder



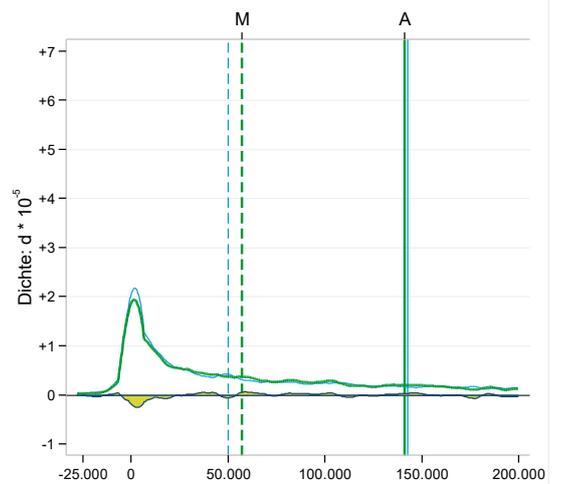
► Paare mit Kindern



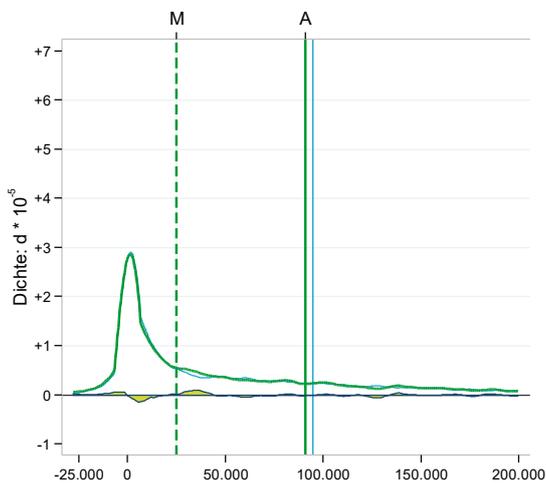
► Personen mit eher geringer Bildung



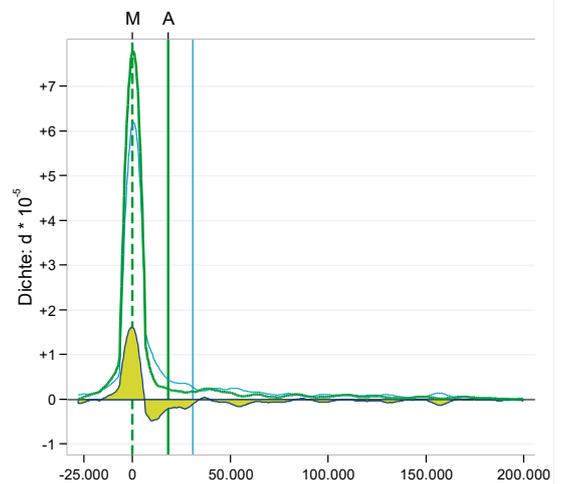
► Personen mit eher hoher Bildung



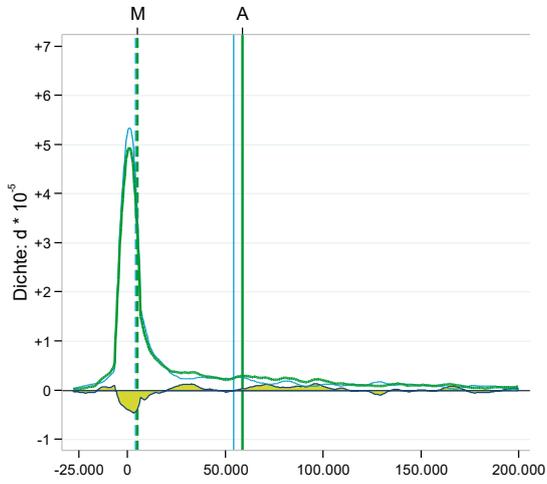
► Erwerbstätige



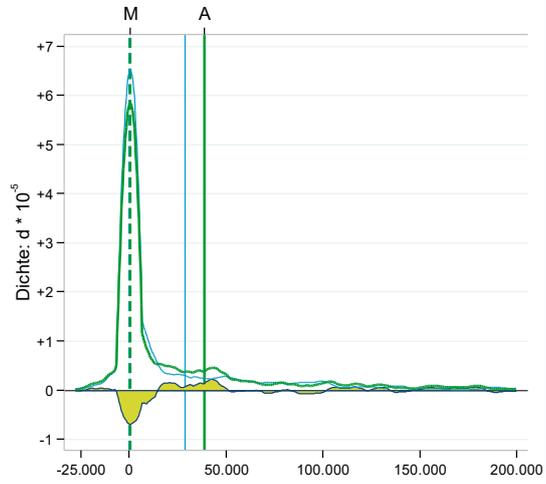
► Arbeitslose



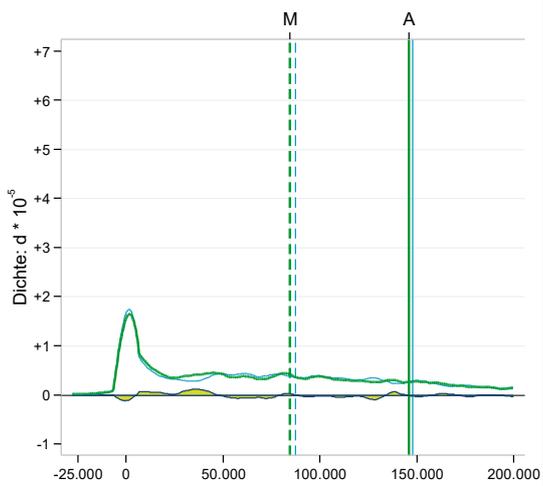
► Deutsche mit Migrationshintergrund



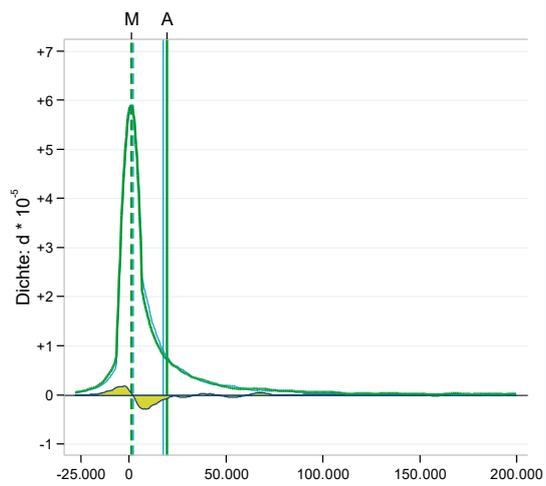
► Ausländer mit Migrationshintergrund



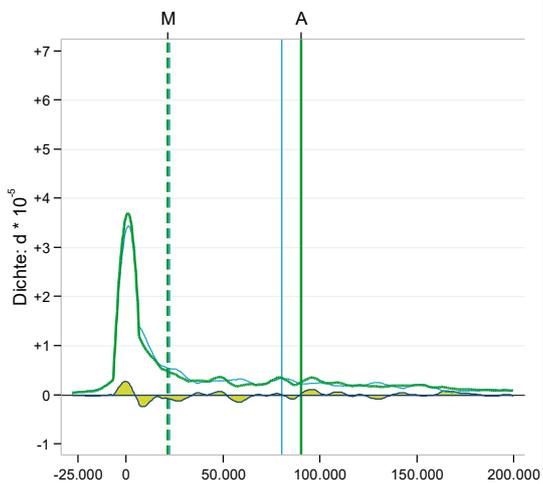
► Personen mit selbstgenutztem Wohneigentum



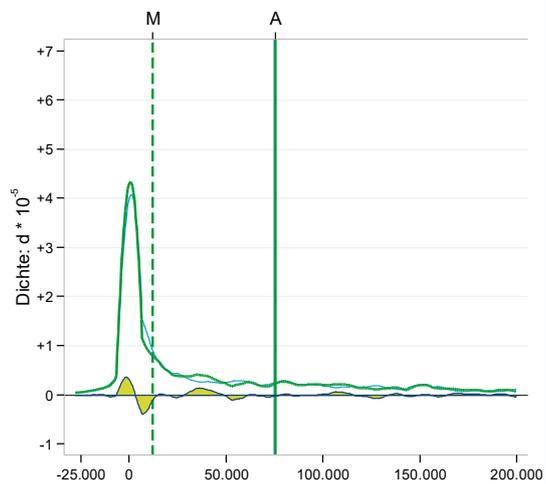
► Personen ohne selbstgenutztes Wohneigentum



► Körperbehinderte Personen



► Personen von eher schlechter Gesundheit



6.3 Vermögen der Haushalte

6.3.1 Bruttovermögen der Haushalte

Die privaten Haushalte verfügten im Jahr 2013 über ein durchschnittliches Bruttovermögen von etwa 150.000 Euro. Der Median lag mit 44.000 Euro deutlich darunter. Zehn Jahre zuvor bewegten sich die Durchschnittsvermögen der Haushalt auf etwa gleicher Höhe. Die bereits bei den individuellen Vermögen erkennbare weitgehende Stabilität der Vermögen zeigt sich erwartungsgemäß auch auf Ebene der Haushalte.

Gaben 2003 noch neun Prozent der Haushalte an, keinerlei Bruttovermögen zu besitzen, waren es 2013 bereits elf Prozent. Der Gini-Koeffizient zeigt, dass die Ungleichverteilung der Haushaltsvermögen seit 2003 etwas zugenommen hat.

6.3.2 Verbindlichkeiten der Haushalte

Die Höhe der Verschuldung der Haushalte lag zwischen 2003 und 2013 durchgehend bei etwa 27.000 Euro. Allerdings nahm der Anteil der Haushalt mit Schulden in den letzten Jahren stetig zu. Während 2003 noch mehr als 62 Prozent der Haushalte frei von Verbindlichkeiten waren, ließ sich das 2013 nur noch für 54 Prozent sagen.

Wie bereits zuvor bei den individuellen Vermögen muss auch hier darauf hingewiesen werden, dass der weitaus überwiegende Teil der Schulden aus Hypothekarkrediten besteht. Bei der Haushalten

beträgt dieser Anteil 91 Prozent der Gesamtverschuldung.

6.3.3 Nettovermögen der Haushalte

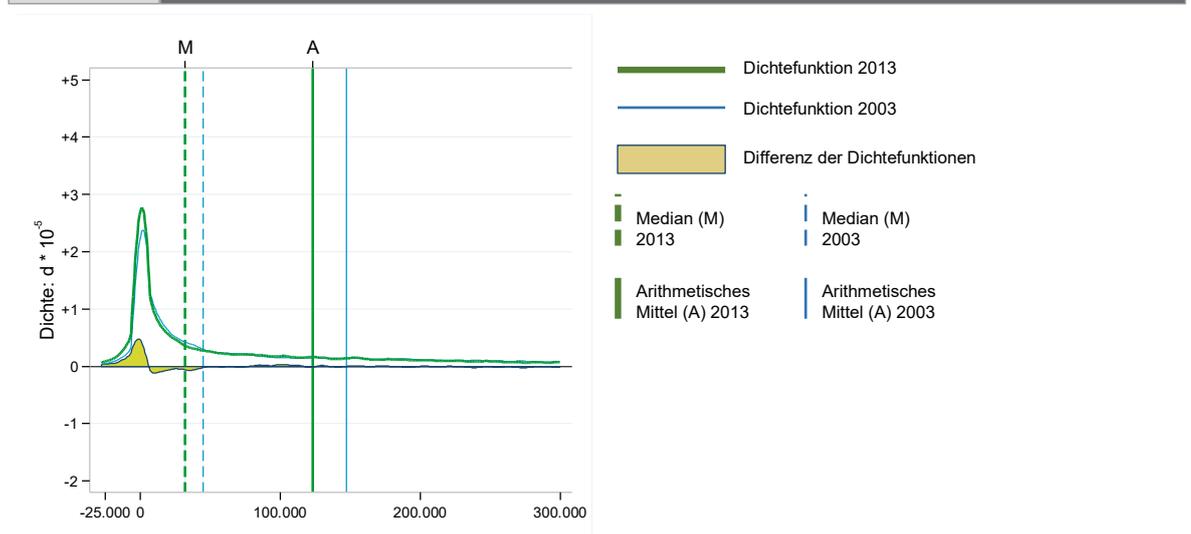
Die Nettovermögen der Haushalte entsprechen den Bruttovermögen abzüglich aller Verbindlichkeiten. 2013 lagen die Nettovermögen laut EVS bei durchschnittlich 123.000 Euro. Allerdings verfügte nur die Hälfte der Haushalte über ein Nettovermögen von mehr 32.000 Euro.

Fast jeder fünfte Haushalt gab 2013 an, über keinerlei (Netto)Vermögen zu verfügen. Dieser Anteil der besitzlosen Haushalte ist in den letzten zehn Jahren deutlich angestiegen. 2003 lag der Anteil bei lediglich 14 Prozent, also etwa jedem siebten Haushalt. Noch dramatischer entwickelte sich die Quote der Haushalte mit negativen Nettovermögen. Deren Anteil verdoppelte sich beinahe von 6,6 auf 11,5 Prozent.

Die Perzentildarstellung zeigt, dass die obersten zehn Prozent der Haushalte in der EVS ein Nettovermögen von 340.000 Euro oder mehr aufwiesen. Die obersten fünf Prozent der Haushalte hatten ein Minimum von einer halben Million, das oberste Prozent von mehr als einer Million Euro.

In der kumulierten Darstellung wird deutlich, dass die zehn Prozent der Bevölkerung mit dem höchsten Vermögen 52 Prozent des Besitzes auf sich vereinigen. Das reichste eine Prozent weist einen Anteil von 13 Prozent am Gesamtvermögen auf.

A 6.5 Haushaltsnettovermögen 2013/2003



Verteilung des Vermögen privater Haushalte in Deutschland

Insgesamt

Datenquelle: Einkommens - und Verbrauchsstichprobe (EVS)

Jahr	vor 10 Jahren		vor 5 Jahren		Berichtsjahr	
	2003	2008	2003	2008	2013	2003-2013
		Werte	Werte	Werte	CI 95%	
Bruttovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	150.115	143.960	150.428	±2.261	
	Median	49.000	41.127	44.099	±2.483	
	Gini-Koeffizient	0,680	0,696	0,692	±0,004	
Quote der Haushalte ohne Bruttovermögen		9,2%	9,6%	10,9%	±0,3%	
Schulden der Haushalte		27.043	26.432	27.363	±598	
Quote der Haushalte ohne Schulden		62,4%	59,7%	54,4%	±0,4%	
Nettovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	123.072	117.528	123.065	±2.049	
	Median	37.610	31.872	32.049	±1.742	
	Gini-Koeffizient	0,698	0,721	0,718	±0,005	
Quote der Haushalte ohne Nettovermögen		14,2%	17,2%	19,5%	±0,3%	
Quote der Haushalte mit negativen Nettovermögen		6,6%	9,6%	11,5%	±0,3%	
Perzentile des Nettovermögens der Haushalte	P10	0	0	-896		
	P20	1.500	300	17		
	P30	7.189	4.500	3.489		
	P40	17.740	13.880	12.937		
	P50	37.610	31.872	32.049		
	P60	76.000	65.629	71.326		
	P70	133.201	119.311	128.000		
	P80	208.599	192.640	207.251		
	P90	325.294	318.164	340.293		
	P99	921.799	1.007.039	1.029.690		
Kumulierte Anteile bis zum jeweiligen Perzentil des Nettovermögens der Haushalte	P10	-0,9%	-1,6%	-1,5%		
	P20	-0,9%	-1,6%	-1,5%		
	P30	-0,6%	-1,4%	-1,4%		
	P40	0,4%	-0,7%	-0,8%		
	P50	2,5%	1,2%	1,0%		
	P60	7,0%	5,2%	5,0%		
	P70	15,5%	12,9%	13,0%		
	P80	29,2%	26,0%	26,4%		
	P90	50,4%	47,1%	48,1%		
	P99	86,3%	85,1%	86,6%		

Vor dem Hintergrund, dass die EVS die sehr hohen Vermögen auf Grund ihrer Einkommensrestriktionen unterschätzt, sind diese Angaben als Untergrenze zu interpretieren.

Wir zeigen im folgenden Abschnitt, wie sich die Vermögensverteilung für eine Reihe von Haushaltstypen darstellt. Dabei werden diese Haushaltskonstellationen berücksichtigt:

- **Alleinlebende**
- **Alleinerziehende**

- **Paare ohne Kinder.** Diese Paarhaushalte werden weiter unterschieden nach jungen Paaren, Paare mittleren Alters und älteren Paare. Die Altersgrenzen liegen bei 18-34 Jahren, 35-64 Jahren und 65 Jahre und älter. Das Alter eines Paares ergibt sich dem arithmetischem Mittel der beiden Partner
- **Paare mit Kindern.** Hier differenzieren wir nur nach jungen Paaren und Paare mittleren Alters
- **Haushalte mit und ohne Wohneigentum**

6.4 Die Vermögen in unterschiedlichen Haushaltskonstellationen

6.4.1 Alleinlebende und Alleinerziehende

Für Alleinlebende betrug das Haushaltsbruttovermögen 2013 im arithmetischem Mittel 77.214 Euro. Beim Nettovermögen der Einpersonenhaushalte lag das arithmetische Mittel bei 67.429 Euro.

Die große Differenz zwischen den arithmetischen Mittel und den Median deutet auf eine sehr ungleiche Verteilung der Vermögen hin. Ein Eindruck, der auch durch den Gini-Koeffizienten bestärkt wird. Dieser lag 2013 bei den Bruttovermögen bei 0,782, bei den Nettovermögen sogar bei 0,794. Die durchschnittlichen Brutto- und Nettovermögen der Alleinlebenden sind zwischen 2003 und 2008 stark gesunken und haben sich dann zwischen 2008 und 2013 wieder erholt.

Auch die Quote der Einpersonenhaushalte ohne Bruttovermögen wuchs besonders stark zwischen 2008 und 2013. Das vor allem die unteren Vermögensschichten der Alleinlebenden von einem Vermögensseinbruch betroffen waren, wird daran ersichtlich, dass die Quote der Haushalte ohne und mit negativem Nettovermögen im Betrachtungszeitraum stetig angestiegen ist.

Auch an den Vermögensgrenzen der einzelnen Dezile wird ersichtlich, dass besonders die Vermögen der unteren Dezile sehr stark geschrumpft sind. Die Grenze des dritten Dezils (P30) ist innerhalb von 10 Jahren von 1.800 Euro auf 350 Euro gefallen, die des ersten Dezils ist sogar von Null auf -1.000 Euro gesunken.

Im Vergleich zu 2003 waren 2013 auch mehr Alleinlebende verschuldet, obwohl der durchschnittliche Wert der Schulden im gleichen Zeitraum abgenommen hat.

Obgleich alle Perzentilsgrenzen ab dem siebten Dezils nach 2008 wieder eine Vermögenszunahme erkennen lassen, haben sich nur die Vermögen der oberen zehn Prozent der Alleinlebenden merklich erhöht.

Nun zu den Alleinerziehenden: Das arithmetische Mittel des Bruttovermögens der Alleinerziehenden betrug 2013 53.525 Euro und lag damit deutlich unter dem Bruttovermögen der Alleinlebenden. Beim Nettovermögen machte der Mittelwert der Alleinerziehenden mit 36.492 Euro nur gut die Hälfte des Wertes der Alleinlebenden aus.

Auch innerhalb der Gruppe der alleinerziehenden Haushalte sind die Vermögen deutlich ungleicher verteilt als in der Gesamtpopulation. Der Gini-Koeffizient lag bei 0,822 (Bruttovermögen) bzw. bei 0,839 (Nettovermögen).

Beinahe jeder fünfte alleinerziehende Haushalte besaß keinerlei Bruttovermögen (18,3%), noch deutlich mehr besaßen ein Nettovermögen von Null oder weniger Euro (33,3%) oder ein negatives Nettovermögen (20,4%). Die Hälfte der alleinerziehenden Haushalte hatte Schulden. Zehn Jahre zuvor waren es noch zwei Drittel gewesen. Die durchschnittliche Höhe der Haushaltsschulden lag mit 17.000 Euro beinahe doppelt so hoch wie bei den Alleinlebenden (9.800 Euro).

Verteilung des Vermögen privater Haushalte in Deutschland

Alleinlebende

Datenquelle: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS)

Jahr	vor 10 Jahren		vor 5 Jahren		Berichtsjahr	
	2003	2008	2008	2013	2013	2003-2013
		Werte	Werte	Werte	CI 95%	
Bruttovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	77.293	70.773	77.214	±2.842	
	Median	11.659	10.655	10.060	±558	
	Gini-Koeffizient	0,778	0,776	0,782	±0,007	
Quote der Haushalte ohne Bruttovermögen		15,4%	14,9%	17,2%	±0,6%	
Schulden der Haushalte	Arithmetisches Mittel	11.094	9.234	9.785	±583	
	Quote der Haushalte ohne Schulden		77,1%	73,5%	67,6%	
Nettovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	66.199	61.539	67.429	±2.649	
	Median	10.701	9.508	8.465	±703	
	Gini-Koeffizient	0,784	0,786	0,794	±0,008	
Quote der Haushalte ohne Nettovermögen		20,2%	22,3%	25,6%	±0,7%	
Quote der Haushalte mit negativen Nettovermögen		6,9%	10,2%	12,4%	±0,5%	
Perzentile des Nettovermögens der Haushalte	P10	0	-138	-1.000		
	P20	0	0	0		
	P30	1.800	825	350		
	P40	5.200	3.822	2.900		
	P50	10.701	9.508	8.465		
	P60	20.670	20.000	19.687		
	P70	43.420	40.618	43.950		
	P80	93.459	87.300	94.361		
	P90	188.683	181.001	199.838		

Verteilung des Vermögen privater Haushalte in Deutschland

Alleinerziehende

Datenquelle: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS)

Jahr	vor 10 Jahren		vor 5 Jahren		Berichtsjahr	
	2003	2008	2008	2013	2013	2003-2013
		Werte	Werte	Werte	CI 95%	
Bruttovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	43.057	61.105	53.525	±6.302	
	Median	3.431	6.090	3.640	±798	
	Gini-Koeffizient	0,819	0,786	0,822	±0,017	
Quote der Haushalte ohne Bruttovermögen		18,5%	15,5%	18,3%	±1,8%	
Schulden der Haushalte	Arithmetisches Mittel	12.835	15.900	17.033	±2.174	
	Quote der Haushalte ohne Schulden		68,8%	57,9%	53,8%	
Nettovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	30.222	45.205	36.492	±5.331	
	Median	2.300	4.050	2.000	±576	
	Gini-Koeffizient	0,827	0,811	0,839	±0,043	
Quote der Haushalte ohne Nettovermögen		26,5%	27,0%	33,3%	±2,2%	
Quote der Haushalte mit negativen Nettovermögen		12,1%	15,4%	20,4%	±1,9%	
Perzentile des Nettovermögens der Haushalte	P10	-928	-2.496	-4.498		
	P20	0	0	-70		
	P30	99	88	0		
	P40	900	1.068	369		
	P50	2.300	4.050	2.000		
	P60	5.599	10.778	5.636		
	P70	12.200	23.906	13.641		
	P80	32.664	62.955	36.935		
	P90	101.262	146.662	121.867		

6.4.2 Paare ohne Kinder und junge Paare ohne Kinder

Im Folgenden wird die Gesamtheit der Paare ohne Kinder den jungen Paare ohne Kinder gegenübergestellt. Als junges Paar gilt jedes Paar, dessen Durchschnittsalter zwischen 18 Jahren und 34 Jahren liegt.

Das arithmetische Mittel des Bruttovermögens aller Paare ohne Kinder lag 2013 bei 199.818 Euro. Netto lag das arithmetische Mittel bei 174.574 Euro. Diese Werte liegen 12.000 Euro (brutto) beziehungsweise 10.000 Euro (netto) höher als noch 2003.

An den Vermögensbeträgen der einzelnen Perzentile wird ersichtlich, dass vor allem die wohlhabenderen Paare ohne Kinder zwischen 2003 und 2013 einen Vermögensanstieg zeigen. Während die unteren vier Dezile nach 2003 entweder gleich blieben oder sogar weiter abnahmen, haben sich die Vermögen ab dem fünften Dezils erhöht.

Der Gini-Koeffizient für alle Paare ohne Kinder betrug 2013 für das Bruttovermögen 0,629 und für das Nettovermögen 0,650. Beide Koeffizienten stiegen zwischen 2003 und 2008 an, sanken danach jedoch wieder. Jedoch scheint die Ungleichheit zwischen den Paaren ohne Kinder 2013 immer noch ausgeprägter zu sein als noch 2003.

Sechs Prozent der Paarhaushalte ohne Kinder besaßen 2013 kein Bruttovermögen, 12,7% kein Nettovermögen und 8,5% ein negatives Nettovermögen. Alle diese Quoten stiegen zwischen 2003 und 2013 an.

Das arithmetische Mittel der Schulden der Paarhaushalte betrug 2013 25.244 Euro. Die Schulden der Haushalte nahmen seit 2003 nur geringfügig zu.

Es ist wenig überraschend, dass junge Paare ohne Kinder weniger vermögend sind als entsprechende ältere Paare. Wie schon im Kapitel 6.4 beschrieben, spielt die Altersstruktur bei der Vermögensbetrachtung eine wichtige Rolle, da sich der Vermögensaufbau im Regelfall über die gesamte Erwerbsphase erstreckt.

Die arithmetischen Mittel der Vermögen junger kinderloser Paare betragen 2013 mit 63.890 Euro (brutto) bzw. 38.402 Euro (netto) weniger als ein Drittel der entsprechenden Werte aller Paare ohne Kinder.

Zwischen 2003 und 2013 nahmen alle Perzentilwerte kontinuierlich und deutlich ab. Diese Entwicklung war besonders ausgeprägt in den unteren Vermögensschichten.

Zudem sind die Vermögen unter den jungen kinderlosen Paaren ungleicher verteilt als unter allen Paaren ohne Kinder. Die Gini-Koeffizienten waren hier erkennbar höher.

Auch besitzen mehr junge Paare ohne Kinder 2013 keinerlei Brutto- oder Nettovermögen als die Gesamtheit der kinderlosen Paare. Die Quote der Haushalte ohne Nettovermögen war bei den jungen Paaren mehr als doppelt so hoch, die Quote der Haushalte mit negativem Nettovermögen sogar fast dreimal so hoch. Jedoch war die Höhe der durchschnittlichen Schulden der jungen Paare ungefähr auf gleichem Niveau wie der Wert aller Paare ohne Kinder.

Verteilung des Vermögen privater Haushalte in Deutschland

Paare ohne Kinder

Datenquelle: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS)

Jahr	vor 10 Jahren		vor 5 Jahren		Berichtsjahr	
	2003	2008	2008	2013	2013	2003-2013
		Werte	Werte	Werte	CI 95%	
Bruttovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	187.768	187.546	199.818	±4.544	
	Median	102.545	94.930	109.416	±5.733	
	Gini-Koeffizient	0,621	0,642	0,629	±0,010	
Quote der Haushalte ohne Bruttovermögen		4,5%	5,8%	6,0%	±0,3%	
Schulden der Haushalte	Arithmetisches Mittel	23.291	23.923	25.244	±1.007	
Quote der Haushalte ohne Schulden		65,0%	62,7%	57,2%	±0,7%	
Nettovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	164.477	163.623	174.574	±4.206	
	Median	80.426	71.900	84.288	±4.219	
	Gini-Koeffizient	0,634	0,662	0,650	±0,010	
Quote der Haushalte ohne Nettovermögen		8,3%	11,5%	12,7%	±0,5%	
Quote der Haushalte mit negativen Nettovermögen		4,8%	6,9%	8,5%	±0,4%	
Perzentile des Nettovermögens der Haushalte	P10	662	0	0		
	P20	9.468	5.710	5.000		
	P30	21.790	17.652	18.346		
	P40	42.052	38.442	41.877		
	P50	80.426	71.900	84.288		
	P60	133.800	120.084	137.505		
	P70	193.872	179.073	201.054		
	P80	268.558	259.476	283.462		
	P90	397.400	404.326	435.446		

Verteilung des Vermögen privater Haushalte in Deutschland

Junges Paar ohne Kinder

Datenquelle: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS)

Jahr	vor 10 Jahren		vor 5 Jahren		Berichtsjahr	
	2003	2008	2008	2013	2013	2003-2013
		Werte	Werte	Werte	CI 95%	
Bruttovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	70.413	62.751	63.890	±5.633	
	Median	13.195	13.129	12.930	±940	
	Gini-Koeffizient	0,750	0,745	0,760	±0,015	
Quote der Haushalte ohne Bruttovermögen		8,2%	5,7%	8,8%	±1,1%	
Schulden der Haushalte	Arithmetisches Mittel	23.147	23.015	25.487	±2.420	
Quote der Haushalte ohne Schulden		60,1%	45,9%	40,6%	±1,9%	
Nettovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	47.267	39.736	38.402	±4.678	
	Median	10.338	8.946	8.135	±1.512	
	Gini-Koeffizient	0,763	0,762	0,779	±0,051	
Quote der Haushalte ohne Nettovermögen		18,6%	21,3%	28,4%	±1,7%	
Quote der Haushalte mit negativen Nettovermögen		12,7%	18,1%	23,8%	±1,7%	
Perzentile des Nettovermögens der Haushalte	P10	-2.500	-5.250	-9.397		
	P20	83	0	-1.464		
	P30	2.000	1.426	245		
	P40	5.227	4.490	3.122		
	P50	10.338	8.946	8.135		
	P60	19.980	16.572	15.100		
	P70	34.840	31.315	28.594		
	P80	65.196	55.700	52.260		
	P90	139.449	111.541	119.392		

6.4.3 Paare mittleren Alters ohne Kinder und ältere Paare ohne Kinder

Als Paar mittleren Alters gilt jedes Paar mit einem Durchschnittsalter zwischen 35 Jahren und 64 Jahren. Zu den älteren Paaren zählen dementsprechend alle Paare mit einem Durchschnittsalter über 65 Jahren.

Die durchschnittlichen Vermögen der kinderlosen Paare mittleren Alters blieben zwischen 2003 und 2008 in etwa konstant, nahmen aber in den Folgejahren bis 2013 um 19.000 Euro auf 234.000 Euro zu.

Alle Perzentile nahmen von 2003 nach 2008 stark ab, jedoch erholten sich auch die meisten von ihnen wieder nach 2008. Eine Ausnahme von dieser Tendenz stellt das erste Dezil dar, das auch nach 2008 keine Vermögenszunahme verbuchen konnte.

Der Gini-Koeffizient lag 2013 für die kinderlosen Paare mittleren Alters unter dem Durchschnitt für alle Paare ohne Kinder.

Im Jahr 2013 besaßen 6,1% der kinderlosen Paare mittleren Alters kein Brutto-, 11,7% kein Netto-, und 7,6% ein negatives Nettovermögen. All diese Quoten stiegen seit 2003 an, jedoch scheinen sie sich ab 2008 wieder stabilisiert zu haben. Im Vergleich zu allen Paaren ohne Kinder, waren kinderlose Paare mittleren Alters häufiger verschuldet, und auch die Höhe ihre Schulden übertraf den Vergleichswert.

Ältere Paare ohne Kinder waren der einzige Haushaltstyp, der über den gesamten Zeitraum hinweg ein wachsendes Netto- wie Bruttovermögen aufwies. Dies betrifft jedoch nur die Mittelwerte bzw. Zentralwerte. Innerhalb der Vermögensverteilung kam es zu erkennbaren Verschiebungen. Die Vermögen der untersten zwei Dezile (P10 u. P20) fielen seit 2003. Hinzugewonnen haben alle Vermögensgruppen ab dem dritten Dezil (P30), mit zunehmender Vermögenshöhe fielen auch die Zuwächse immer üppiger aus.

Der Anteil der Haushalte ohne Schulden ist bei den älteren Paaren mit 75,6% erheblich höher, als in den anderen Altersgruppen. Auch die durchschnittliche Höhe der Schulden ist viel niedriger. Dies ist in ersten Linie auf die in diesem Alter bereits getilgten Immobilienkredite zurückzuführen.

Auch die Quoten der Haushalte ohne Vermögen oder mit negativem Nettovermögen sind bei den älteren Paare viel geringer als in den anderen Altersgruppen.

Verteilung des Vermögen privater Haushalte in Deutschland

Paar mittleren Alters ohne Kinder

Datenquelle: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS)

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	CI 95%	2003-2013
		2003	2008	2013		
		Werte	Werte	Werte		
Bruttovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	218.677	214.789	233.720	±6.759	
	Median	148.455	137.682	156.453	±6.191	
	Gini-Koeffizient	0,583	0,602	0,576	±0,009	
Quote der Haushalte ohne Bruttovermögen		4,2%	7,5%	6,1%	±0,5%	
Schulden der Haushalte	Arithmetisches Mittel	34.503	37.819	41.273	±1.845	
Quote der Haushalte ohne Schulden		53,3%	51,5%	44,0%	±1,1%	
Nettovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	184.174	176.970	192.447	±6.117	
	Median	109.363	96.765	112.400	±5.210	
	Gini-Koeffizient	0,601	0,633	0,607	±0,010	
Quote der Haushalte ohne Nettovermögen		8,2%	13,4%	11,7%	±0,7%	
Quote der Haushalte mit negativen Nettovermögen		5,3%	7,4%	7,6%	±0,6%	
Perzentile des Nettovermögens der Haushalte	P10	1.100	0	0		
	P20	13.000	5.426	10.000		
	P30	32.820	23.718	33.903		
	P40	65.000	54.235	70.420		
	P50	109.363	96.765	112.400		
	P60	162.660	144.230	162.583		
	P70	222.520	200.421	226.705		
	P80	294.804	282.931	309.084		
	P90	427.929	430.311	474.091		

Verteilung des Vermögen privater Haushalte in Deutschland

Älteres Paar ohne Kinder

Datenquelle: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS)

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	CI 95%	2003-2013
		2003	2008	2013		
		Werte	Werte	Werte		
Bruttovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	187.216	208.017	226.603	±8.087	
	Median	104.000	114.000	142.708	±6.713	
	Gini-Koeffizient	0,613	0,618	0,602	±0,013	
Quote der Haushalte ohne Bruttovermögen		3,7%	4,1%	4,8%	±0,5%	
Schulden der Haushalte	Arithmetisches Mittel	7.063	9.310	11.127	±1.209	
Quote der Haushalte ohne Schulden		83,6%	81,0%	75,6%	±1,0%	
Nettovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	180.153	198.707	215.475	±7.586	
	Median	100.712	107.312	131.768	±6.330	
	Gini-Koeffizient	0,613	0,622	0,604	±0,013	
Quote der Haushalte ohne Nettovermögen		4,6%	5,7%	7,0%	±0,6%	
Quote der Haushalte mit negativen Nettovermögen		1,1%	1,9%	3,0%	±0,4%	
Perzentile des Nettovermögens der Haushalte	P10	5.905	5.000	2.100		
	P20	16.000	16.909	15.068		
	P30	29.448	34.000	37.147		
	P40	52.465	60.724	79.871		
	P50	100.712	107.312	131.768		
	P60	152.560	160.000	184.896		
	P70	210.186	220.000	246.826		
	P80	282.705	300.000	334.021		
	P90	409.534	456.737	495.214		

6.4.4 Junge Paare mit Kindern und Paare mittleren Alters mit Kindern

Im Folgenden werden wieder Paare im Alter zwischen 18 Jahren und 34 Jahren und im Alter von 35 Jahren bis 64 Jahren betrachtet, diesmal jedoch die Haushalte mit Kindern im Alter bis zum vollendeten 17. Lebensjahr.

Junge Paare mit Kindern besaßen 2013 durchschnittlich 104.000 Euro brutto und 54.000 Euro netto.

Die Vermögen entwickelten sich zwischen 2003 und 2008 zunächst rückläufig, konnten jedoch in den anschließenden fünf Jahren den Ausgangswert (beinahe) wieder erreichen. Der Abstand zwischen Median und arithmetischem Mittel ist durchweg hoch, ein Indiz für eine schiefe Verteilung.

Der Gini-Koeffizient für das Bruttovermögens betrug 2013 0,690, der entsprechende Wert für das Nettovermögen erreichte 0,756.

Die Perzentile sind zwischen 2003 und 2013 erheblich gesunken, d.h. die komplette Vermögens- teilung in dieser Haushaltskategorie erfuhr eine Verschiebung nach „Links“, d.h. ins Negative.

Die Quote der Haushalte ohne Bruttovermögen war für junge Paare mit Kindern relativ niedrig (8,1%), allerdings waren die Quoten der Haushalte ohne Nettovermögen oder mit negativem Nettovermögen vergleichsweise hoch (29,5% bzw. 24,4%). Auch die Quote der Haushalte ohne Schulden war relativ gering innerhalb dieser Familienkonstellation (29,5%), während die durchschnittliche Höhe der Schulden relativ hoch war (50.308 Euro).

Paare mittleren Alters mit Kindern waren erwartungsgemäß viel vermögender als jüngere Paare mit Kindern. Brutto besaßen sie durchschnittlich 245.000 Euro, netto 166.000. Gegenüber 2003 nahmen diese Vermögen deutlich zu: die Bruttovermögen um 33.000 Euro., die Nettovermögen um 15.000 Euro.

Mit Ausnahme des ersten Dezil (P10) zeigen sich 2013 bei allen Perzentilen höhere Vermögenswerte als 2003.

Auch die Gini-Koeffizienten der Paare mittleren Alters waren deutlich niedriger als die der jüngeren Paare mit Kindern. Sie betragen 2013 0,525 für das Bruttovermögen und 0,600 für das Nettovermögen. Die Gini-Koeffizienten gingen beim Bruttovermögen im 10-Jahresvergleich zurück, beim Nettovermögen blieben sie konstant.

Nur 3,5 Prozent der Paare mittleren Alters mit Kindern hatten 2013 keinerlei Bruttovermögen. Auch die Quote der Haushalte mit keinem oder negativem Nettovermögen war besonders niedrig (12,4% bzw. 10,1%). Gleichzeitig waren jedoch auch relativ viele dieser Haushalte verschuldet und die Höhe der Schulden, i.d.R. Hypothekenschulden, war relativ hoch.

Verteilung des Vermögen privater Haushalte in Deutschland

Junges Paar mit Kindern

Datenquelle: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS)

Jahr	vor 10 Jahren		vor 5 Jahren		Berichtsjahr	
	2003	2008	2003	2008	2013	2003-2013
		Werte	Werte	Werte	CI 95%	
Bruttovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	106.621	94.334	104.319	±8.482	
	Median	24.547	17.711	22.675	±4.761	
	Gini-Koeffizient	0,687	0,699	0,690	±0,018	
Quote der Haushalte ohne Bruttovermögen		9,8%	8,1%	8,1%	±1,3%	
Schulden der Haushalte	Arithmetisches Mittel	36.423	44.381	50.201	±3.940	
	Quote der Haushalte ohne Schulden		47,5%	35,0%	29,5%	
Nettovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	70.198	49.952	54.118	±7.031	
	Median	15.045	8.954	11.296	±2.170	
	Gini-Koeffizient	0,744	0,756	0,756	±0,037	
Quote der Haushalte ohne Nettovermögen		21,4%	27,6%	29,5%	±2,2%	
Quote der Haushalte mit negativen Nettovermögen		15,5%	22,8%	24,4%	±2,1%	
Perzentile des Nettovermögens der Haushalte	P10	-4.075	-9.667	-10.871		
	P20	0	-1.287	-2.423		
	P30	1.309	79	25		
	P40	6.268	2.365	2.516		
	P50	15.045	8.954	11.296		
	P60	32.800	24.554	26.329		
	P70	71.344	45.634	51.518		
	P80	114.406	88.701	89.914		
	P90	196.502	160.318	165.446		

Verteilung des Vermögen privater Haushalte in Deutschland

Paar mittleren Alters mit Kindern

Datenquelle: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS)

Jahr	vor 10 Jahren		vor 5 Jahren		Berichtsjahr	
	2003	2008	2003	2008	2013	2003-2013
		Werte	Werte	Werte	CI 95%	
Bruttovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	211.971	240.077	245.012	±7.080	
	Median	170.000	187.991	200.500	±5.348	
	Gini-Koeffizient	0,549	0,537	0,525	±0,013	
Quote der Haushalte ohne Bruttovermögen		5,5%	3,6%	3,5%	±0,5%	
Schulden der Haushalte	Arithmetisches Mittel	60.338	62.910	78.665	±2.695	
	Quote der Haushalte ohne Schulden		36,2%	33,8%	25,9%	
Nettovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	151.634	177.167	166.347	±6.046	
	Median	94.932	111.017	103.155	±4.791	
	Gini-Koeffizient	0,597	0,598	0,600	±0,014	
Quote der Haushalte ohne Nettovermögen		11,7%	10,7%	12,4%	±0,8%	
Quote der Haushalte mit negativen Nettovermögen		7,5%	8,1%	10,1%	±0,7%	
Perzentile des Nettovermögens der Haushalte	P10	0	0	-171		
	P20	8.746	11.987	8.910		
	P30	28.939	37.048	31.384		
	P40	56.452	71.799	65.869		
	P50	94.932	111.017	103.155		
	P60	136.390	154.202	145.563		
	P70	185.223	207.400	196.689		
	P80	246.896	279.812	269.738		
	P90	353.486	409.999	399.348		

6.4.5 Eigentümerhaushalte und Mieterhaushalte

Ganz offensichtlich sind Haushalte, die in eigenen Immobilien wohnen, im Regelfall erheblich vermögender als Haushalte, die mieten. Zu den Mieterhaushalten zählen hier auch solche die eine reduzierte Miete zahlen oder mietfrei wohnen.

Das arithmetische Mittel der Bruttovermögen der Eigentümerhaushalte betrug 2013 300.950 Euro, das der Mieterhaushalte 36.209 Euro. Netto verfügten die Eigentümer im Mittel über 245.354 Euro, die Mieter über 30.270 Euro. Eigentümer besaßen somit im Durchschnitt ungefähr doppelt so viel wie der deutsche Durchschnittshaushalt, Mieter hingegen besaßen nur ungefähr 20% des allgemeinen Durchschnittsvermögens. Dieses Verhältnis zog sich durch alle Vermögenschichten: Alle Perzentilgrenzen der Eigentümerhaushalte lagen deutlich über den Grenzen der Gesamtbevölkerung, während die Grenzen der Mieterhaushalte erheblich niedriger lagen.

Die Brutto- und Nettovermögen der Eigentümer variierten über den 10-Jahreszeitraum nur wenig. Dem Rückgang von 2003 nach 2008 folgte bis 2013 wieder ein ausgleichender Vermögenszuwachs. Die Vermögenswerte der Mieterhaushalte zeigten dagegen einen leicht fallenden Trend.

Die Vermögen der Eigentümerhaushalte sind besonders gleichmäßig verteilt. Der Gini-Koeffizient betrug 0,445 (Bruttovermögen) bzw. 0,506 (Nettovermögen) und lag somit unter den Gini-Koeffizienten der Gesamtbevölkerung. Dagegen beliefen sich die Gini-Koeffizienten bei den Mieterhaushalten auf 0,804 beim Bruttovermögen und auf 0,815

beim Nettovermögen und lagen damit deutlich oberhalb der gesamtdeutschen Vergleichswerte. Die Gini-Koeffizienten der Eigentümerhaushalte stiegen zwischen 2003 und 2008 an und gingen anschließend wieder etwas zurück. Bei den Mieterhaushalten stiegen die Gini-Koeffizienten (und damit die Ungleichheit) seit 2003 an.

Die Quoten der Haushalte ohne Brutto- oder Nettovermögen und die Quote der Haushalte mit negativem Nettovermögen waren für Eigentümerhaushalte viel niedriger als für die Gesamtbevölkerung oder für die Mieterhaushalte. Zum Beispiel besaßen nur 4,6% der Eigentümerhaushalte kein Nettovermögen. Diese Quote liegt für die Gesamtbevölkerung bei 19,5% und für Mieterhaushalte bei 30,8%. Es mag überraschen, dass die Quote der Haushalte ohne Bruttovermögen für die Eigentümerhaushalte nicht gleich null war, jedoch haben 237 Haushalte in der Datengrundlage (EVS) alle ihre Vermögensbestände (inklusive dem Immobilienvermögen) mit null benannt.

Es ist wiederum wenig überraschend, dass Eigentümerhaushalte im Schnitt häufiger und höher verschuldet waren, da viele von ihnen noch Hypothekarkredite bedienen müssen. So hatten nur 40,7% der Eigentümerhaushalte keine Schulden. In der Gesamtbevölkerung waren dagegen 54,4% schuldenfrei, von den Mieterhaushalten sogar 64,9%. Die durchschnittliche Höhe der Schulden betrug für Eigentümerhaushalte mit 55.596 Euro mehr als das Doppelte der durchschnittlichen Schulden aller deutscher Haushalte und fast das Zehnfache der Schulden der Mieterhaushalte.

Verteilung des Vermögen privater Haushalte in Deutschland

Eigentümerhaushalte

Datenquelle: Einkommens - und Verbrauchsstichprobe (EVS)

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	CI 95%	2003-2013
		2003	2008	2013		
		Werte	Werte	Werte		
Bruttovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	295.595	284.845	300.950	±3.928	
	Median	226.500	213.536	228.082	±2.897	
	Gini-Koeffizient	0,433	0,464	0,445	±0,005	
Quote der Haushalte ohne Bruttovermögen		1,1%	1,4%	1,2%	±0,1%	
Schulden der Haushalte	Arithmetisches Mittel	55.393	54.444	55.596	±1.143	
Quote der Haushalte ohne Schulden		42,0%	42,9%	40,7%	±0,6%	
Nettovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	240.202	230.402	245.354	±3.672	
	Median	178.044	159.980	174.195	±2.584	
	Gini-Koeffizient	0,482	0,524	0,506	±0,005	
Quote der Haushalte ohne Nettovermögen		3,2%	5,1%	4,6%	±0,3%	
Quote der Haushalte mit negativen Nettovermögen		2,3%	3,9%	3,8%	±0,2%	
Perzentile des Nettovermögens der Haushalte	P10	30.411	15.809	22.124		
	P20	71.728	53.835	64.054		
	P30	108.039	90.000	99.900		
	P40	142.051	124.274	135.139		
	P50	178.044	159.980	174.195		
	P60	218.663	202.203	219.118		
	P70	268.905	254.614	276.540		
	P80	338.141	331.869	354.842		
	P90	478.000	479.260	519.946		

Verteilung des Vermögen privater Haushalte in Deutschland

Mieterhaushalte

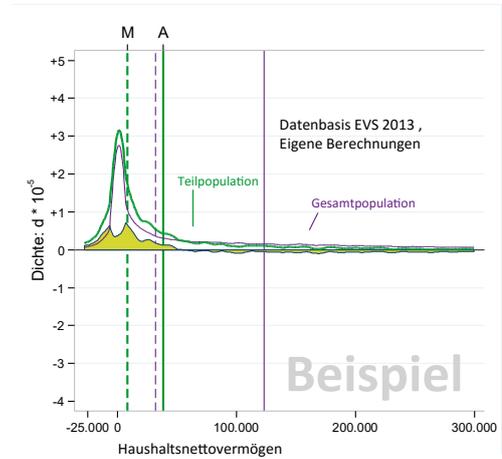
Datenquelle: Einkommens - und Verbrauchsstichprobe (EVS)

Jahr		vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Berichtsjahr	CI 95%	2003-2013
		2003	2008	2013		
		Werte	Werte	Werte		
Bruttovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	40.708	36.107	36.209	±1.386	
	Median	9.000	7.012	6.011	±240	
	Gini-Koeffizient	0,785	0,793	0,804	±0,006	
Quote der Haushalte ohne Bruttovermögen		15,4%	15,9%	18,3%	±0,5%	
Schulden der Haushalte	Arithmetisches Mittel	5.723	4.988	5.939	±333	
Quote der Haushalte ohne Schulden		77,8%	72,5%	64,9%	±0,6%	
Nettovermögen der Haushalte	Arithmetisches Mittel	34.985	31.119	30.270	±1.286	
	Median	7.806	5.430	4.000	±241	
	Gini-Koeffizient	0,787	0,802	0,815	±0,009	
Quote der Haushalte ohne Nettovermögen		22,4%	26,4%	30,8%	±0,6%	
Quote der Haushalte mit negativen Nettovermögen		9,9%	13,9%	17,4%	±0,5%	
Perzentile des Nettovermögens der Haushalte	P10	0	-2.410	-4.138		
	P20	0	0	0		
	P30	1.000	190	0		
	P40	3.731	1.905	1.064		
	P50	7.806	5.430	4.000		
	P60	14.000	11.000	9.559		
	P70	23.752	20.439	18.570		
	P80	40.495	37.790	35.527		
	P90	81.381	77.889	78.898		

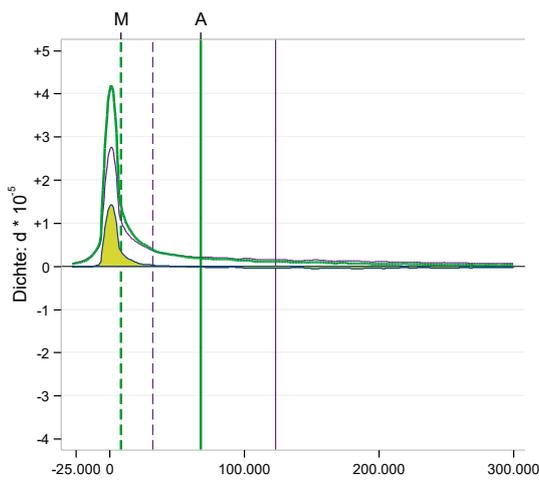
Verteilung der Haushaltsnettovermögen 2013

Die folgenden Übersichten zeigen die Verteilung des Haushaltsnettovermögens für typische Haushaltskonstellationen im Jahr 2013. Die gelbe Fläche macht deutlich, inwieweit sich die Verteilung in den Teilpopulationen von denen der Gesamtpopulation unterscheidet. Der dargestellte Bereich von -25.000 bis 300.000 Euro deckt 2013 nur 86% der gesamten Vermögensverteilung ab, wobei etwa 12% der Haushalte über ein höheres, 2% über ein geringeres Nettovermögen verfügen.

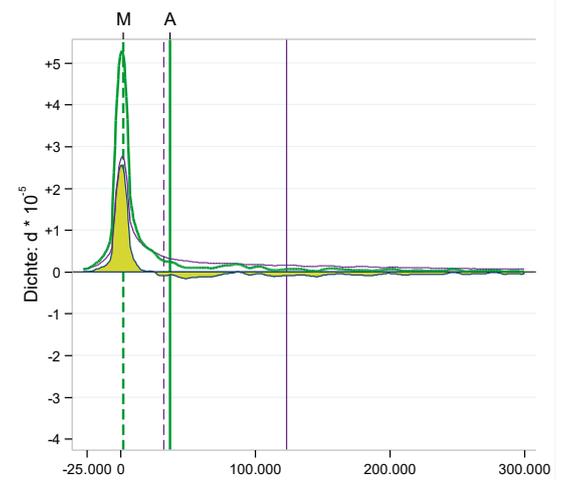
- Arithmetisches Mittel Teilpopulation
- Arithmetisches Mittel Gesamtpopulation
- - - Median Teilpopulation
- - - Median Gesamtpopulation
- Differenz $d_{\text{Gesamt}} - d_{\text{Teil}}$



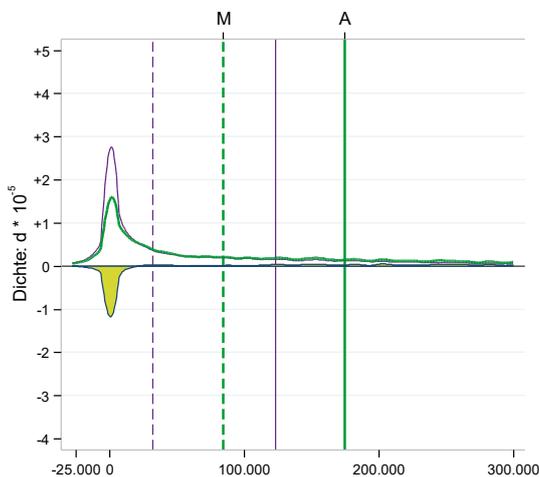
Alleinlebende



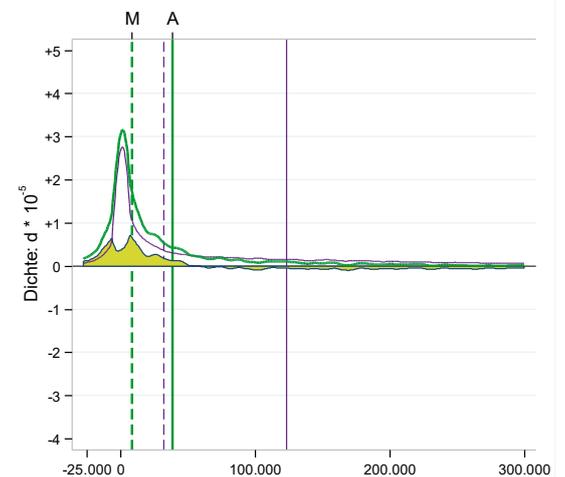
Alleinerziehende



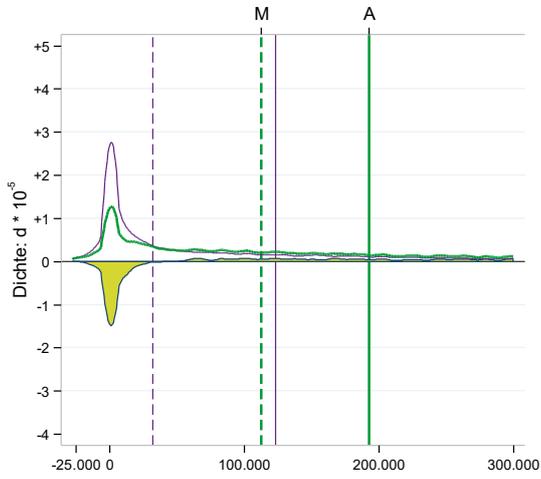
Paare ohne Kinder



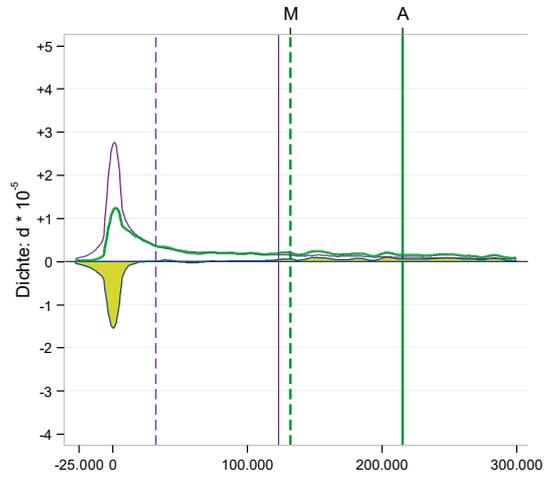
Junges Paar ohne Kinder (18-34)



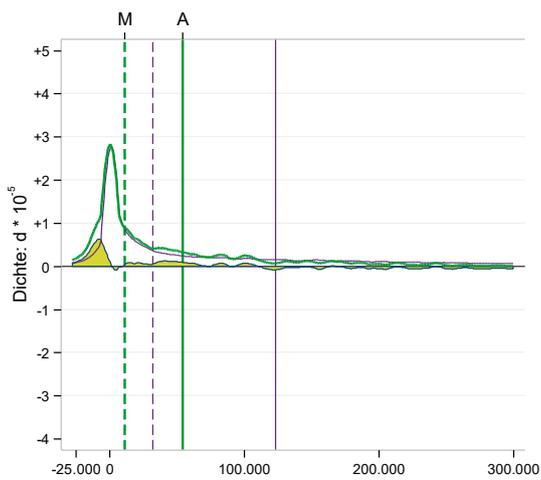
► Paar mittleren Alters ohne Kinder (35-64)



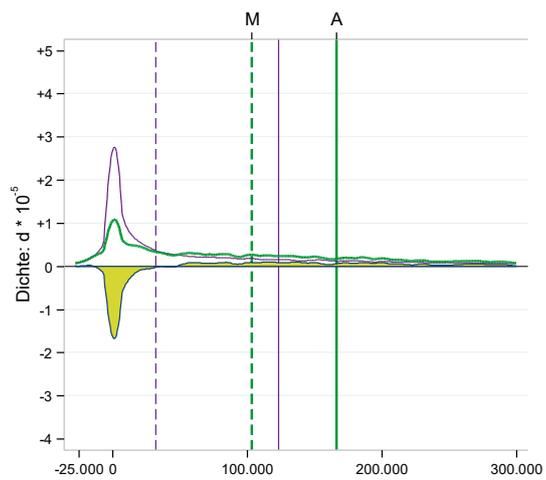
► Älteres Paar ohne Kinder (65+)



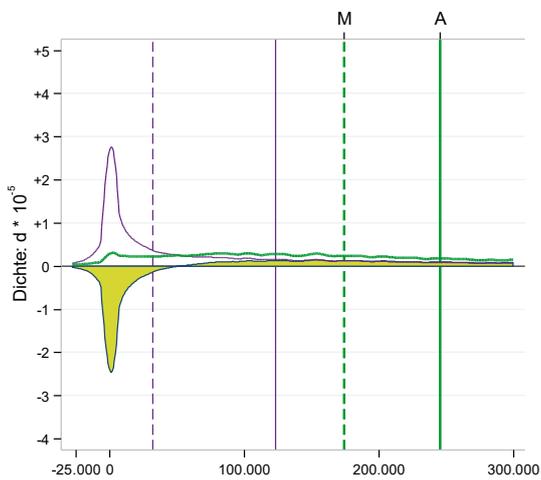
► Junges Paar mit Kindern (18-34)



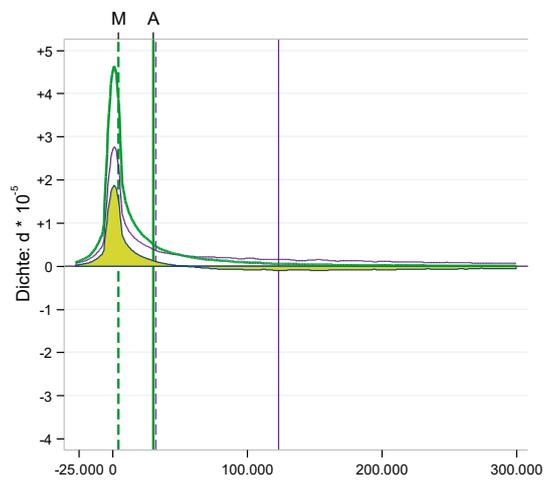
► Paar mittleren Alters mit Kindern (35-64)



► Eigentümerhaushalte



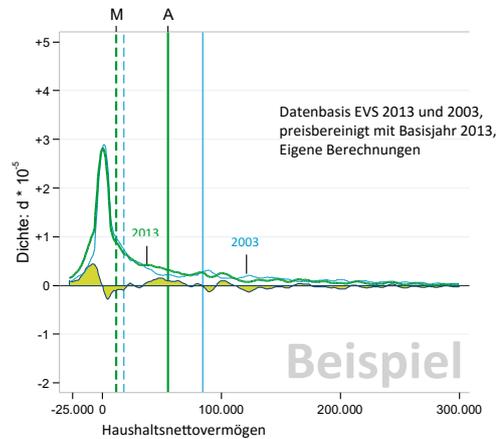
► Mieterhaushalte



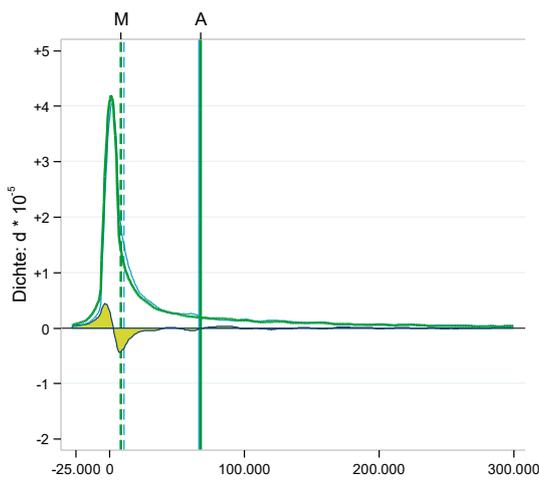
Veränderungen in der Verteilung der Haushaltsnettovermögen 2003 → 2013

Die folgenden Übersichten zeigen die Verteilung des Haushaltsnettovermögens für typische Haushaltskonstellationen in den Jahren 2013 und 2003. Die gelbe Fläche macht deutlich, inwieweit sich die Verteilung in 2013 von der in 2003 unterscheidet. Der dargestellte Bereich von -25.000 bis 300.000 Euro deckt für 2013 nur 86% der gesamten Vermögensverteilung ab, wobei etwa 12% der Haushalte über ein höheres, 2% über ein geringeres Nettovermögen verfügen.

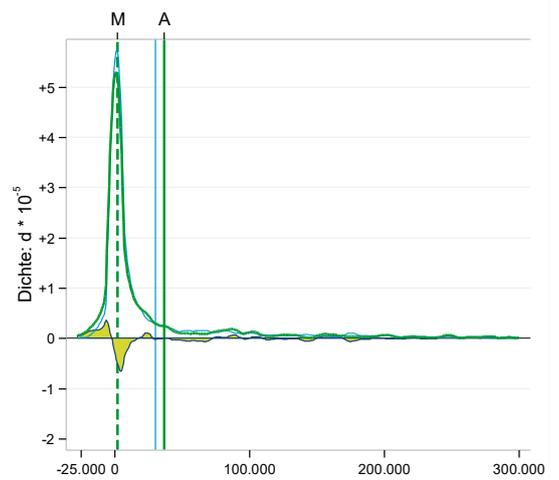
- Arithmetisches Mittel 2013
- Arithmetisches Mittel 2003
- - - Median 2013
- - - Median 2003
- Differenz $d_{2013} - d_{2003}$



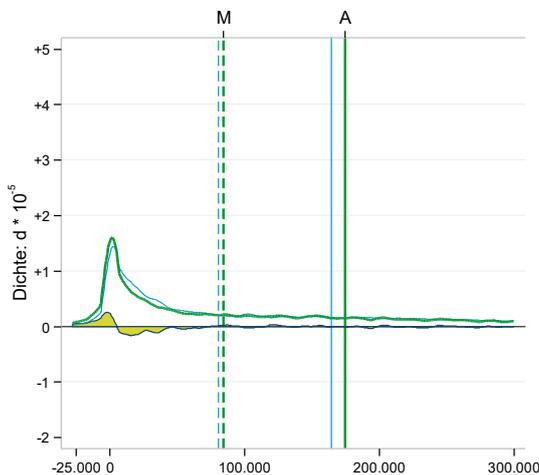
Alleinlebende



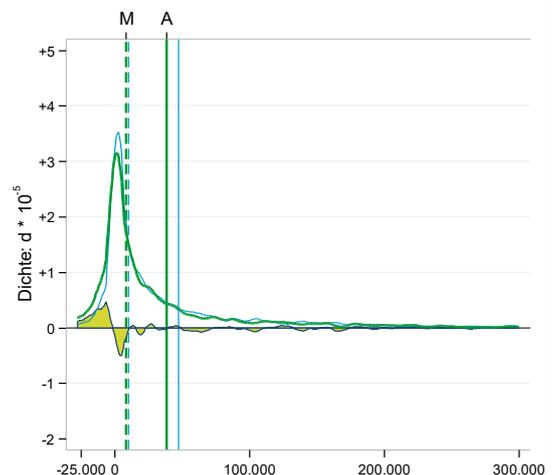
Alleinerziehende



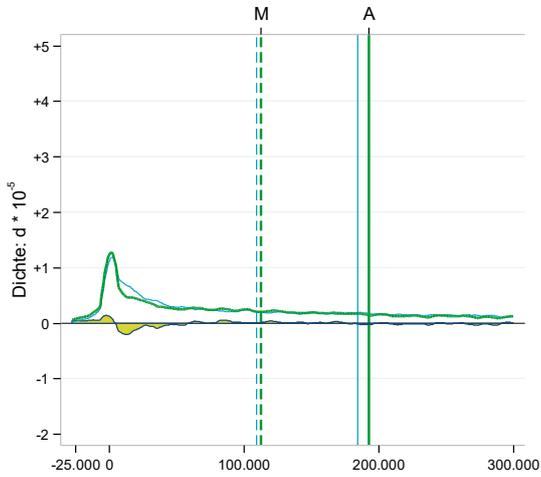
Paare ohne Kinder



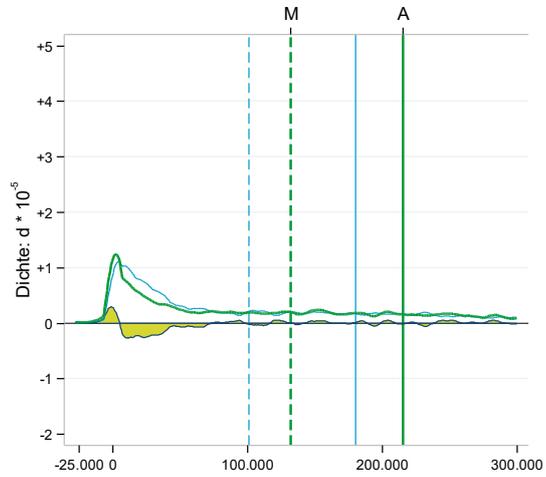
Junges Paar ohne Kinder (18-34)



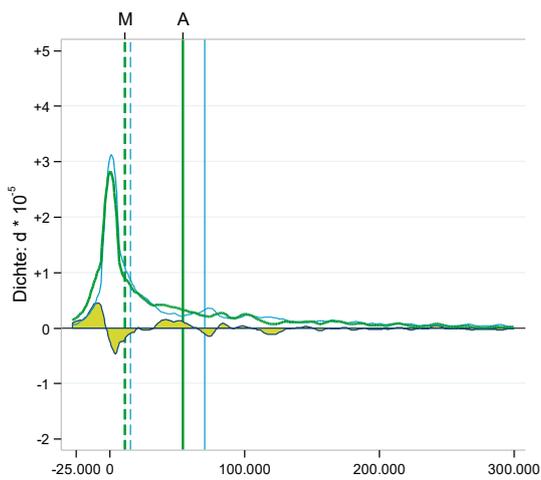
► Paar mittleren Alters ohne Kinder (35-64)



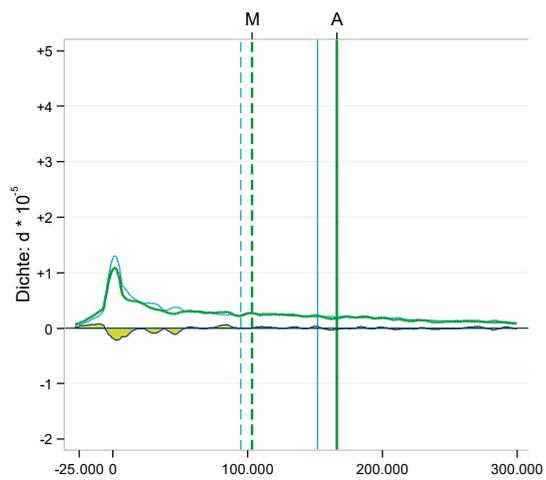
► Älteres Paar ohne Kinder (65+)



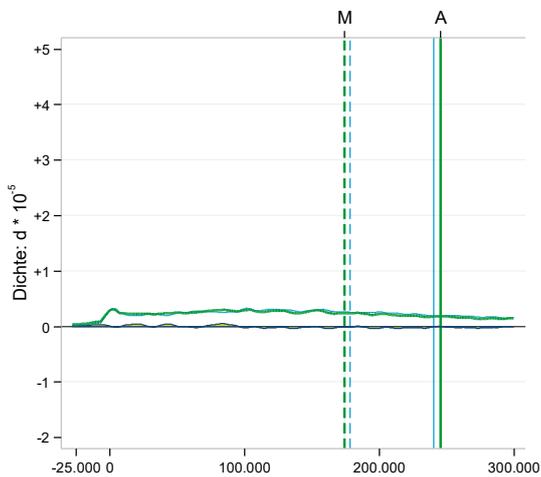
► Junges Paar mit Kindern (18-34)



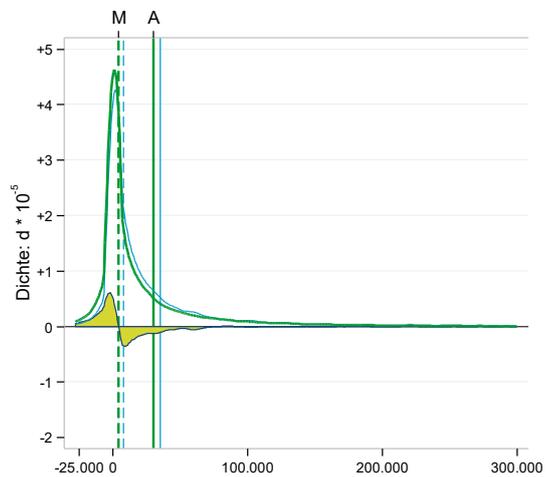
► Paar mittleren Alters mit Kindern (35-64)



► Eigentümerhaushalte



► Mieterhaushalte



6.5 Gemeinsame Verteilung von Einkommen und Vermögen

Es entspricht der täglichen Erfahrung, dass hohe Einkommen oftmals mit hohen Vermögen einhergehen und umgekehrt. Dies lässt sich dadurch begründet, dass die Sparquote mit zunehmendem Einkommen wächst und dass ein hohes Vermögen zumeist auch die Funktion einer Einkommensquelle besitzt. Es sind zudem oftmals die soziale Herkunft, das Bildungsniveau und das persönliche Alter, die eine Basis sowohl für ein höheres Einkommen als auch für passiv erlangte Vermögensanteile in Form von Erbschaften und Übertragungen bilden. In diesen Fällen ist keine direkte Kausalität zwischen Einkommens- und Vermögenshöhe erkennbar, es sind vielmehr milieu- oder schichtspezifische Hintergründe, die beides befördern.

Eher gering verdienende Personen verfügen aus eigener Kraft über entsprechend weniger Möglichkeiten zum Aufbau relevanter Vermögensbestände, dennoch bieten sich auch hier etwa durch Erbschaften Chancen zum Vermögensaufbau. Personen, die mit geringen Einkünften über hohe Vermögen verfügen oder vermögende Personen, die nur ein geringes Einkommen erzielen, werden allerdings eher die Ausnahme als die Regel sein.

Wie stellt sich der Zusammenhang zwischen Einkommen und Vermögen empirisch dar? Abbildung 6.6 (Streudiagramm) zeigt die gemeinsame Verteilung von Einkommen und Vermögen für das Jahr 2012. Als Einkommensdefinition wird das bislang schon verwendete bedarfsgewichtete Nettoeinkommen gewählt. Als Vermögenskomponente wird hier das individuelle Nettovermögen verwendet.⁶⁹ Durch die Einbeziehung der kalkulatorischen Miete sind beide Größen bereits miteinander verknüpft, da selbstgenutzten Wohneigentums sowohl als vorhandenes Vermögenskomponente mitzählt als auch über die fiktiven

69 Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurden Einkommen und Vermögen in der Graphik zensiert, d.h. Fälle, deren Äquivalenzeinkommen 70.000 Euro p.a. übertraf oder deren individuelles Vermögen mehr als 500.000 Euro betrug wurde aus der Darstellung entfernt. In den späteren Berechnungen wurden diese Fälle selbstverständlich verwendet.

Mietwerte in die Berechnung des Nettoeinkommens mit eingeht.

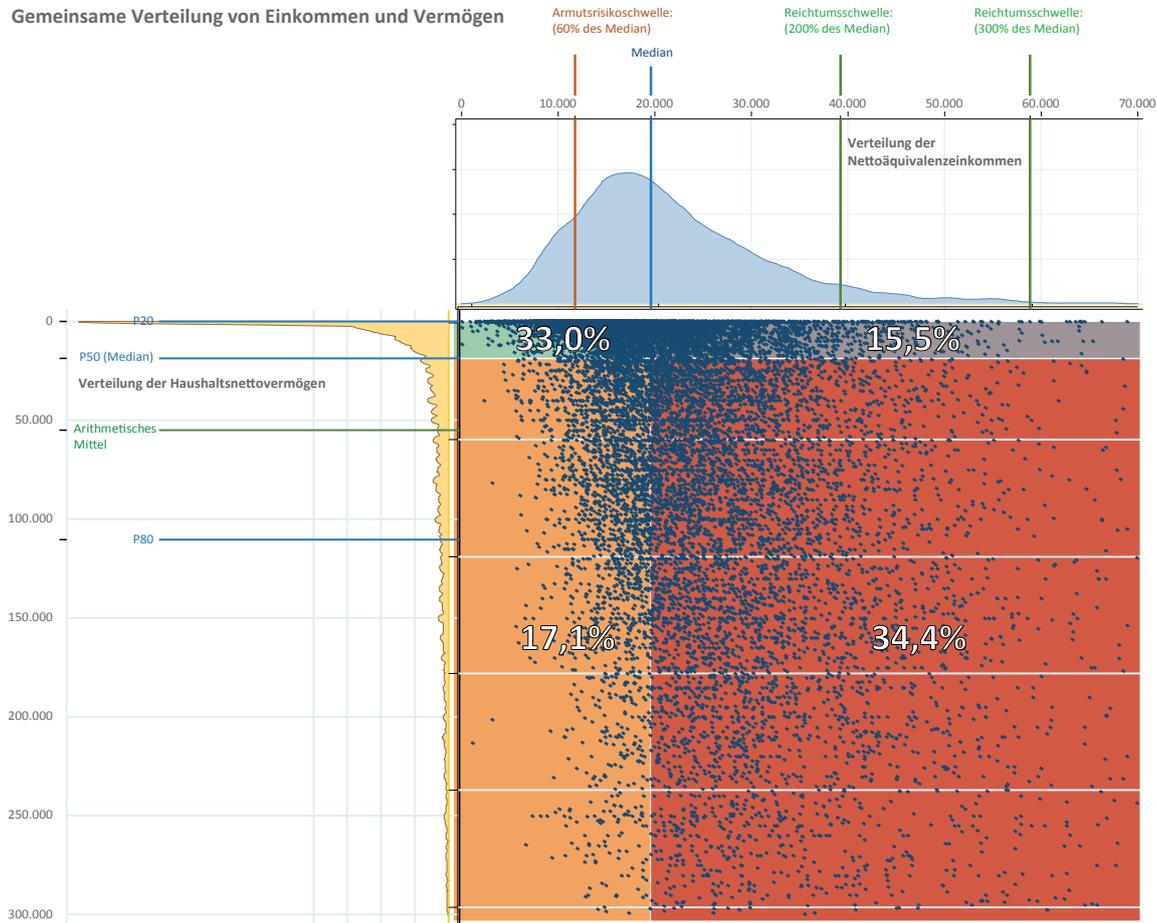
Die beiden Randverteilungen des Einkommens und des Vermögens zeigen das bereits bekannte Bild zweier ausgeprägt rechtsschiefer Verteilungen, wobei die Vermögensverteilung noch ungleich rechtsschiefer ist als die Einkommensverteilung. Für jeden Befragten ergibt sich auf Grundlage seiner Einkommens- und Vermögenslage eine eindeutige Position im dargestellten Streudiagramm.

Zur besseren Übersicht teilen wir das Streudiagramm in vier Quadranten auf. Die Quadranten grenzen an den jeweiligen Medianwerten der Einkommens- und Vermögensverteilung. Wären Einkommen und Vermögen voneinander völlig unabhängig, würde auf jeden Quadranten ein Bevölkerungsanteil von exakt 25 Prozent entfallen. Im linken oberen Quadranten sehen wir diejenigen, deren Vermögen und Einkommen unter dem Medianwert liegt. Dies trifft auf 33 Prozent der Bevölkerung zu. Im unteren rechten Bereich finden sich alle, deren Einkommen und deren Vermögen höher als der jeweilige Median liegt. Dies sind 34 Prozent der Bevölkerung. Die übrigen beiden Quadranten bilden die Fälle mit divergierenden Einkommens- und Vermögensverhältnissen ab.

Eine genauere Übersicht, welche Bevölkerungsanteile auf einzelne Einkommens- und Vermögensklassen entfallen liefert die Deziltabelle unterhalb des Streudiagramms. Die Dezile teilen die Population anhand ihrer Einkommen und Vermögen in jeweils zehn gleichbesetzte Teilgruppen. In der Übersicht werden diese Dezilklassen kreuztabelliert.⁷⁰ Hier wird der bereits im Streudiagramm erkennbare positive Zusammenhang zwischen Einkommen und Vermögen nochmals verdeutlicht. Es zeigen sich aber auch eine Reihe von Fällen, in denen trotz eines hohen Vermögens ein nur geringes Einkommen vorliegt und umgekehrt. So haben etwa 18 Prozent der Personen im obersten Vermögensdezil ein Einkommen unterhalb des Median (D1 bis D5). Ebenso verfügt ein Viertel der Personen in der oberen Einkommenshälfte (D6 bis D10) über kein oder nur ein sehr geringes Vermögen (D1 bis D3). Die große Streuung der Punkte im Streudiagramm verdeutlicht, dass der Zusammen-

70 Die unteren drei Dezilklassen für das Nettovermögen wurden dabei zusammengefasst.

Gemeinsame Verteilung von Einkommen und Vermögen



Relative Anteile der Gesamtpopulation in den Dezilklassen

Dezile des individuellen Nettovermögens	Dezile des Nettoäquivalenzeinkommens										Total
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	
D1-D3	6,66	5,13	4,16	3,38	2,93	2,42	1,83	1,47	1,28	0,76	30,02
D4	1,07	1,23	1,43	1,07	1,03	1,32	1,16	0,67	0,65	0,37	10,00
D5	0,58	0,87	0,97	1,29	1,26	1,13	1,38	1,25	0,87	0,54	10,14
D6	0,47	0,60	0,83	1,04	1,05	1,12	1,35	1,20	1,28	0,90	9,83
D7	0,27	0,63	0,83	1,24	1,16	1,41	1,27	1,09	1,36	1,08	10,33
D8	0,22	0,44	0,53	0,99	1,24	1,24	1,11	1,35	1,51	1,17	9,79
D9	0,14	0,32	0,39	0,53	0,78	0,97	1,44	1,48	1,81	2,04	9,89
D10	0,16	0,21	0,49	0,38	0,51	0,71	0,84	1,49	1,61	3,61	9,99
Total	9,57	9,42	9,62	9,91	9,95	10,31	10,38	9,99	10,37	10,47	100,00

hang zwischen Einkommen und Vermögen zwar erkennbar, aber nicht sehr eng ist.

Hat sich die Stärke des Zusammenhangs zwischen Einkommen und Vermögen im Zeitverlauf geändert? Diese Frage lässt sich mit einer Kennziffer beantworten, welche die Stärke des Zusammenhangs zwischen zwei Größen misst. Der oft verwendete gewöhnliche Korrelationskoeffizient ist im vorliegenden Fall allerdings nicht geeignet, weil er nur die Stärke von linearen Zusammenhängen misst. Im Falle des Zusammenhangs zwischen Einkommen und Vermögen liegt offensichtlich ein nichtlinearer Zusammenhang vor, weil extrem niedrige bzw. hohe Einkommenswerte überproportional stark mit extrem niedrigen bzw. hohen Vermögenswerten einhergehen (s. A 6.7). In diesem Fall ist als Zusammenhangsmaß der Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman die angemessene Kennziffer. Er misst die Korrelation zwischen den Rängen in den beiden Verteilungen, d.h. in wie weit ein niedriger bzw. hoher Rang in der Einkommensverteilung mit einem niedrigen bzw. hohen Rang in der Vermögensverteilung verbunden ist. Die absolute Höhe des jeweiligen Einkommens bzw. Vermögens spielt in dieser Betrachtung keine Rolle mehr.

Berechnet man Spearmans rho für den Zusammenhang zwischen Einkommen und Vermögen ergibt sich ein Wert von 0,49 für das Jahr 2012 und 0,48 für 2002. Zumindest auf aggregierter Ebene ist die Stärke des Zusammenhangs zwischen Einkommen und Vermögen nahezu konstant geblieben. Dies zeigt sich auch in Abbildung 6.3. Die Stärke der Korrelation in der Höhe von ca. 0,5 ist als moderat positiv zu bezeichnen (der Korrelationskoeffizient nimmt ausschließlich Werte zwischen -1 und 1 an, wobei ein Wert von -1 den maximalen negativen Zusammenhang und ein Wert von 1 den maximalen positiven Zusammenhang wiedergibt). Im internationalen Vergleich ist die Stärke des Zusammenhangs zwischen Einkommen und Vermögen als leicht überdurchschnittlich anzusehen (s. Kontbay-Busun/Peichl, 2015, S. 20 auf der Grundlagen von den Daten des HFCS). Bei den vorangegangenen Darstellungen wurde immer wieder deutlich, dass sich hinter einer relativ statischen Gesamtentwicklung oftmals auf Ebene der Teilgruppen dynamische Prozesse zeigen können.

Welche Unterschiede in der Stärke des Zusammenhangs zwischen Einkommen und Vermögen gibt es für einzelne Teilpopulationen? Ein relativ deutliches Muster gibt es im Hinblick auf verschiedene Altersgruppen: in jungen Jahren ist der Zusammenhang zwischen Einkommen und Vermögen noch relativ schwach ausgeprägt, er wird mit zunehmenden Alter aber immer stärker weil die betreffenden Personen dann schon längere Zeit Gelegenheit hatten, aus ihrem ggf. höherem Einkommen Vermögen zu bilden. Ein ähnlicher Grund dürfte für den stärkeren Zusammenhang zwischen Einkommen und Vermögen für höhere Bildungsabschlüsse vorliegen, da die entsprechenden Personen im Durchschnitt ein höheres Einkommen beziehen und daher auch mehr Vermögen bilden können. Interessant ist, der Befund, dass der Zusammenhang zwischen Einkommen und Vermögen im Falle von Arbeitslosigkeit im Vergleich zu 2002 deutlich zurückgegangen ist. Dies ist vermutlich darauf zurückzuführen, dass aufgrund der Hartz IV-Reform das Einkommen von Arbeitslosen in 2012 in vielen Fällen unabhängig vom Voreinkommen ist (welches mit dem Vermögen korreliert), das Vermögen der betreffenden Person aber bei Arbeitslosigkeit zunächst konstant bleibt. Als Folge ergibt sich ein schwächerer Zusammenhang zwischen Einkommen und Vermögen. Es bleibt allerdings darauf hinzuweisen, dass die in Abbildung 6.7 gezeigten Werte für den Rangkorrelationskoeffizienten einzelner Teilgruppen sowie deren Unterschiede und Veränderungen über die Zeit hinweg aufgrund der teilweise geringen Fallzahlen i.A. nicht statistisch signifikant sein dürften und daher nicht überinterpretiert werden dürfen. Festzuhalten bleibt weiterhin, dass im zeitlichen Vergleich nicht davon gesprochen werden kann, dass der Zusammenhang zwischen Einkommen und Vermögen enger oder weniger eng wird.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass Einkommen und Vermögen in einem erkennbaren, aber doch lockeren Zusammenhang stehen, der zudem in den gesellschaftlichen Teilgruppen Unterschiede aufweist. In die Beurteilung der ökonomischen Lage von Personen und Haushalten sollten nach Möglichkeit beide Aspekte einfließen. Der Erwartung, dass die Information zum Einkommen einer Person den Vermögensaspekt implizit abdeckt, kann nicht entsprochen werden.



6.6 Die Vermögensbilanz der VGR und die Vermögensverteilung aus Sicht von Befragungsdaten

Wesentliche Forschungsfragen in der Armut- und Reichtumsberichterstattung betreffen die zeitliche Entwicklung der Vermögenswerte sowie die Verteilung bzw. Konzentration der Vermögen der Haushalte. Ziel ist es also, die Lage und die Form der Verteilung zu ermitteln. Während für die Beantwortung der zweiten Forschungsfrage Mikrodaten auf Haushalts- oder Personenebene notwendig sind, kann die erste Forschungsfrage auf Grundlage verschiedener Datenquellen analysiert werden. Ein Vergleich der Ergebnisse aus diesen unterschiedlichen Quellen erlaubt Erkenntnisse zur Datenqualität und zur Verlässlichkeit der Ergebnisse. Herausforderungen der Beobachtung und Bewertung von Vermögensentwicklungen, auch im Vergleich zwischen den verschiedenen Vermögenskomponenten (insbesondere finanzielle und nichtfinanzielles Vermögen) werden deutlich. Während die verfügbaren Mikrodatenquellen⁷¹ einen Rückgang der preisbereinigten Nettovermögen in der letzten Dekade anzeigen, nahm das reale Reinvermögen nach Maßgabe der Vermögensbilanz aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) zu. In diesem Abschnitt werden die verschiedenen Datenquellen, Erhebungsmethoden und Ergebnisse im Überblick erläutert und Hypothesen zu den Ursachen für die Unterschiede formuliert und anschließend zentrale Ergebnisse zur Entwicklung der Nettovermögen in Deutschland abgeglichen.

6.6.1 Möglichkeiten der Vermögenserhebung

Statistische Informationen zum wirtschaftlichen Vermögen der Menschen in Deutschland können auf unterschiedliche Arten sowie auch auf unterschiedlichen Aggregierungsebenen gewonnen werden.

In methodischer Hinsicht sind die direkte und die indirekte Erhebungsmethode zu unterscheiden:⁷²

71 Wie etwa das SOEP, die EVS oder das PHF, die in diesem Gutachten im Vordergrund stehen.

72 Grundsätzlich sind fünf verschiedene Verfahren denkbar: (1) Direkte Bestandsmessung in einer Vollerhebung bei allen Haushalten, (2) die direkte Bestandsmessung in einer Stichprobe, (3) Index-

Nach der direkten Methode werden die Vermögensanlagen (z.B. physikalische Gegenstände, Informationen zu Versicherungswerten, Firmenbuchbestände oder Börsenwerte) zu einem bestimmten Bezugszeitpunkt erhoben. Dies kann auf Grundlage von Befragungen, etwa sozialwissenschaftlichen Surveys oder im Rahmen der Erhebung von Vermögenssteuern geschehen. Nach der indirekten Methode wird der Bestand über historische Bewegungsdaten, also Zeitreihen zu Investitionen und Abschreibungen, kumulativ ermittelt (Kumulationsmethode oder Perpetual-Inventory Method, PIM).

Hinsichtlich der Aggregierungsebene ist zwischen Mikro- und Makrodaten zu unterscheiden. Während gesamtwirtschaftliche Erhebungen oder Erhebungen zu Teilaggregaten, wie Wirtschaftszweige oder Sektoren, Aussagen zum Wert, zur Zusammensetzung und zur Veränderung von Vermögensbeständen in Deutschland insgesamt erlauben, enthalten nur Mikrodaten Informationen zum Vermögen einzelner Haushalte oder Personen. Während Verteilungsanalysen und damit Antworten auf die eingangs genannte zweite Forschungsfrage nur auf Grundlage von Mikrodaten möglich sind, können auf Grundlage von Mikrodaten auf beide Forschungsfragen Antworten gefunden werden. Denn das durchschnittliche Nettovermögen pro Kopf oder pro Haushalt kann repräsentativ auf die Gesamtbevölkerung hochgerechnet und mit den Ergebnissen aus den Makrodaten abgeglichen werden.

Die Vermögensbestandsdaten auf Mikroebene werden grundsätzlich im direkten Verfahren über stichprobenbasierte Befragungen erhoben. Im Fall der Makrodaten wird das Sachvermögen durch das Statistische Bundesamt aus Bewegungsdaten heraus geschätzt, das Geldvermögen wird durch die Deutsche Bundesbank erhoben (siehe z.B. Statistisches Bundesamt, 2014). Beide Teilwerke werden anschließend integriert (siehe Bundesbank, 2008). In den gesamtwirtschaftlichen Vermögensbilanzen, die in Deutschland im Rahmen der VGR seit 1971 publiziert werden, ist eine sektorale Differenzierung zwischen den Investoren, zwischen Finanziellen Kapitalgesellschaften, Nichtfinanziellen Kapitalgesellschaften und dem

basierter Ansatz auf Teilaggregaten, (4) Kumulation der Ersparnis auf Mikroebene, (5) die Kumulation von Investitionen (siehe Goldsmith, 1951, 8).

Staat möglich. Weiterhin werden auch Ergebnisse für die Privaten Haushalte ausgewiesen, diese jedoch gemeinsam mit den Privaten Organisationen ohne Erwerbzzweck, wie etwa Kirchen, Stiftungen oder Parteien.

Eine Analyse der Unterschiede von Ergebnissen auf Grundlage der verschiedenen Datenquellen wird dadurch erschwert, dass die Vermögensdaten aus den Mikro- und Makrodatenquellen (Aggregierungsebene) auch über die o.g. unterschiedlichen methodischen Ansätze gewonnen werden. Somit können Unterschiede in den Ergebnissen nicht systematisch auf Ursachen auf Grund der Aggregierungsebene (z.B. Untererfassung) oder der Erhebungsmethode (z.B. Unterschiede in den Bewertungsansätzen) zurückgeführt werden.

6.6.2 Verfahrensbedingte Bewertungsprobleme

Beide Erhebungsmethoden sind mit jeweils unterschiedlichen Herausforderungen bei der Beobachtung und der Bewertung der Vermögen konfrontiert. Bei beiden Methoden ist die Bewertungsproblematik bei den nicht-finanziellen Vermögenskomponenten, wie Immobilien oder Betriebe, im Gegensatz zum Geldvermögen, besonders groß. Die Genauigkeit und Zuverlässigkeit der Vermögensmessung ist somit bei allen Datenquellen, allerdings aus jeweils unterschiedlichen Gründen, zu kritisieren. Während das Ausmaß der Ungenauigkeit im Folgenden unbekannt ist, kann in einzelnen Fällen auf eine systematische Verzerrungsrichtung nach oben oder unten geschlossen werden, und schließlich Unterschiede in den Ergebnissen zumindest teilweise erklärt werden.

6.6.2.1 Bewertungsprobleme der Direkterfassung von Vermögen in den Mikrodaten

Im Fall der Mikrodaten wird der Wert des Vermögens unmittelbar beim Eigentümer erfragt. Die Surveys enthalten somit Primärdaten zu den Vermögenswerten. Grundsätzlich ist davon auszugehen, dass der Eigentümer oder die Eigentümerin, etwa als Unternehmenseigner oder -eignerin, selbst auch die beste Kenntnis über seine oder ihre Vermögenswerte, etwa das Betriebsvermögen, hat. Nicht auszuschließen ist allerdings, dass die Eigentümer eine falsche Vorstellung vom Wert ihres nichtfinanziellen Vermögens haben und z.B. den Verkehrswert ihrer Immobilie über- oder un-

terschätzen oder über den Bestand ihres finanziellen Vermögens (Bankguthaben, Aktienwerte) nicht vollständig informiert sind.

Weiterhin ist möglich, dass die Befragten bewusst nicht vollständig oder nicht wahrheitsgemäß antworten. Je nachdem, ob dieses Antwortverhalten eher bei den Vermögenden oder bei den weniger Vermögenden auftritt (mögliches selektives Antwortverhalten), kann das Gesamtvermögen in den Befragungsdaten unter- oder überschätzt werden. Im Fall des sog. Item-Non-Response, wenn ein Haushalt angibt, über eine bestimmte Vermögenskategorie zu verfügen, den Wert dieser Kategorie jedoch nicht nennt, können in den Surveys fehlende Angaben zum Vermögen in sogenannten Imputationsverfahren künstlich hinzugeschätzt und eingesetzt werden (siehe z.B. Frick et al. 2007a oder Frick et al. 2007b).

Die Angaben der Haushalte werden mit Hilfe sogenannter Hochrechnungsgewichte von der Stichprobe auf die Gesamtbevölkerung hochgerechnet. Hochrechnungsgewichte enthalten Informationen über den Anteil der Gesamtbevölkerung, der durch den jeweiligen Merkmalsträger in der Stichprobe repräsentiert wird. Auf Grund der starken Konzentration der Vermögen auf wenige, besonders wohlhabende Vermögensbesitzer, ist der Anteil der wenigen, jedoch allergrößten Vermögen am Gesamtvermögen besonders groß. Es ist unwahrscheinlich, dass diese allergrößten Vermögen auf Grund ihrer Seltenheit in den stichprobenbasierten Haushaltserhebungen enthalten sind. Dies ist auch typischerweise der Fall. Damit werden die größten Vermögen trotz Hochrechnungsgewichte also untererfasst. Aus diesem Grund wird das Durchschnittsvermögen auf Grundlage von Mikrodaten tendenziell unterschätzt.

6.6.2.2 Bewertungsprobleme der indirekten Erfassung bei den Makrodaten

Im Fall der Makrodaten werden die Vermögen indirekt über die sogenannte Kumulationsmethode ermittelt. Da im Fall der Aggregatdaten also Primärinformationen zum Vermögensbestand nicht-finanzieller Vermögenskomponenten fehlen, liegen hier spezielle Erhebungs- und Bewertungsprobleme vor.

Die Verwendung der Kumulationsmethode zur Schätzung des nichtfinanziellen Vermögens ist die

Standardmethode für die Vermögensermittlung in den VGR und geht auf Vorschläge von Goldsmith (1951) für die USA und Lützel (1977) für Deutschland zurück. Sie ist international konsistent und beruht auf den Empfehlungen des Europäischen Systems Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG, vgl. Statistisches Bundesamt, 2007). Das Bruttoanlagevermögen ergibt sich dabei aus der Summe aller historischen Investitionen in einem Land. Durch Abzug der kumulierten Desinvestitionen und Wertverluste, die kalkulatorischen Abschreibungen, erhält man das Nettovermögen.

Problematisch bei der Kumulationsmethode ist somit im Besonderen, dass die drei Komponenten, Investitionen, Desinvestitionen und kalkulatorischen Abschreibungen nicht direkt beobachtet, sondern wiederum nur unter verschiedenen Annahmen geschätzt werden können. Somit können sie nicht wie Einzahlungen auf einem Bankkonto direkt beobachtet werden, sondern müssen mit Hilfe von Schätz- und Approximationsverfahren ermittelt werden. Wertverluste müssen kalkulatorisch auf Grundlage von verschiedenen Annahmen angesetzt werden. Problematisch ist folglich die Unsicherheit über die Genauigkeit der Ergebnisse des Kumulationsverfahrens. Fehler in den Investitionszeitreihen können sich über die Jahre hinweg zu großen Fehlern aufbauen. Dies betrifft systematische Über- oder Unterschätzungen im Besonderen aber auch unsystematische Fehler.

Wesentliche Bestandteile der Investitionszeitreihen sind auf Grundlage verschiedener Annahmen mit Hilfe der sog. Güterstrommethode zu schätzen. Dies gilt auch im Fall der besonders bedeutenden Investitionen in Bauten bzw. Immobilien. Bei der Güterstrommethode (Commodity-Flow, CF-Ansatz) zur Erfassung der Bruttoinvestitionen im Rahmen der Kumulationsmethode wird von den verfügbaren Waren und Dienstleistungen ausgegangen und deren Verwendung als Konsum-, Investitions- oder Vorleistungsgüter auf Grundlage von Annahmen geschätzt. Die Berechnung erfolgt somit güterorientiert (siehe z.B. Destatis, 2007, oder Bolleyer, 2005). Auch die im Vermögensvergleich besonders auffälligen Bauinvestitionen werden mit dem CF-Ansatz bestimmt (siehe Destatis 2007, S. 227).

Der CF-Ansatz beruht auf zahlreichen Annahmen, insbesondere der Investitionsquote als auch bei der sektoralen Zuordnung. Zunächst ist abzu-

schätzen, welcher Anteil eines neuproduzierten Gutes als Investition und welcher als Konsum anzusetzen ist. Mit der sogenannten Investitionsquote schätzt das Statistische Bundesamt denjenigen Anteil der erstmals im Wirtschaftskreislauf auftretenden Güter, der letztendlich als Investition im Inland verwendet wird. Direkte Informationen, etwa durch Befragung der Produzenten, gibt es nicht (Destatis 2007, S. 303). Hierbei muss sich die VGR auf eigene Einschätzungen verlassen, und „sucht nach Gelegenheiten, diese durch sporadische und partielle Expertenbefragungen zu verifizieren bzw. zu verbessern“ (Destatis 2007, S. 303). „Zwar kennen die Hersteller im Normalfall die institutionelle Struktur ihrer unmittelbaren Abnehmer, jedoch wissen sie oft nicht, wo die Güter letztendlich verbleiben und in den Fällen der mehrfachen Verwendbarkeit von Gütern noch seltener, wie sie tatsächlich funktional genutzt werden“ (Destatis 2007, S. 303).⁷³

Die Unsicherheit ist somit erheblich. Sie kann nicht unmittelbar berechnet werden. Wertveränderungen, die alleine auf Veränderungen und Anpassungen der Methodik zurückzuführen sind können allerdings die mögliche Größenordnung der Unsicherheit andeuten. So erhöhte sich das Ergebnis zu den Bruttoanlageinvestitionen nach Wirtschaftsbereichen für das Jahr 2000 auf Grund der Revision der Methodik im Jahre 2005 im größten Bereich des Grundstücks und Wohnungswesens (etwa ein Drittel aller Bruttoinvestitionen) um 10% von 138,3 auf 152,0 Mrd. Euro. Im Wirtschaftsbereich der Vermietung beweglicher Sachen (z.B. auch Leasing), auf den etwa 10% aller Bruttoinvestitionen entfallen, beträgt die revisionsbedingte Zunahme nahezu 90 %.⁷⁴

Ein Vorteil aus der Verwendung der indirekten Methode besteht darin, dass automatisch Informationen zur Alterststruktur des Anlagevermögens bestehen. Die Kalkulation der Abschreibungen auf den Wert des Bestands der Vermögenswerte erfolgt mit Hilfe eines unterstellten Verlaufs und Dauer der Abnutzung.

73 Die Ergebnisse können teilweise aber nicht in allen Wirtschaftsbereichen mit der Investorenrechnung abgestimmt werden (vgl. Bolleyer 2005, S. 701).

74 Eigene Berechnungen auf Grundlage von Bolleyer, 2005, S. 702

Im Gegensatz zur steuerrechtlichen Absetzung für Abnutzung (AfA) wird in der VGR von der Idee des „Kapitalverzehrs“ (consumption of fixed capital) ausgegangen. Aufbauend auf der Altersstruktur kann zur Berechnung der Wertverluste eine Zeitstruktur des Wertverlusts unterstellt werden. Zur Berechnung der Abgangverteilung wird die linkssteile Gamma-Verteilung herangezogen (Schmalwasser und Schidlowski, 2006, S. 1115). Je nach Güterart werden verschiedene Nutzungsdauern unterstellt.

Die Annahme von Nutzungsdauern ist ein besonders sensibler Punkt in der Berechnung von Vermögenswerten im Rahmen der VGR (Lützel, 1977). Während die Verwendung der Kumulationsmethode international weitestgehend einheitlich ist, unterscheiden sich die Nutzungsdaueransätze im Ländervergleich erheblich und erschweren internationale Vergleiche. Sie reichen im Fall von Nichtwohnungsbauten von 39 Jahren in den USA bis zu 66 Jahren in Großbritannien (siehe Maddison, 1994, S. 3). Teilweise sind diese Unterschiede mit länderspezifischen Besonderheiten zu begründen. Grundsätzlich sind sie aber willkürlich. Der Ansatz hat einen starken Einfluss auf die Ergebnisse zum Bestand und zur Entwicklung der Brutto- und Nettovermögen eines Landes.

6.6.2.3 Überprüfung der Genauigkeit der Ergebnisse

Somit sind beide Methoden mit teilweise erheblichen Messproblemen konfrontiert. Unklar ist, welche Methode zu genaueren Ergebnissen zur Gesamtvermögensentwicklung führt. Wechselseitig wurde die jeweils andere Datengrundlage als Benchmark empfohlen: Goldsmith (1951, S. 10) hatte zur Fehlereinschätzung der Makrodaten einen Abgleich der Makrodaten mit Mikrodaten vorgeschlagen. Auch angesichts von Klagen über eine zunehmende Komplexität der VGR bei einzelnen Revisionen und möglicherweise rückläufigem Nutzen der VGR für Analysen der konjunkturellen Entwicklung (z.B. Brümmerhoff und Grömling, 2014) sowie der Vermutung politischer Motivation hinter den vermögenswirksamen VGR-Revisionen (Brümmerhoff und Grömling, 2011, Kap. 16.2) gewinnt der Abgleich der Ergebnisse aus der Vermögensbilanz der VGR mit den Vermögensbilanzen auf Grundlage von Mikrodaten weiter an Bedeutung.

Auf der anderen Seite werden die Mikrodatenergebnisse häufig mit den Ergebnissen aus der VGR abgeglichen (siehe z.B. Grabka und Westermeier, 2014). Ruggles und Ruggles (1986), sowie Ravallion (2003) vergleichen ausgewählte Ergebnisse zu Mikro- und Makrodaten. Auf Seiten des Statistischen Bundesamts findet kein Abgleich der Ergebnisse mit jenen der Mikrodaten statt. Der folgende Abschnitt fokussiert einige weitere Eigenschaften der Daten, die Hypothesen zu tendenzieller Verzerrung der Ergebnisse erlauben.

6.6.3 Hypothesen zu Diskrepanzen im Engeren

Während bislang ausgewählte Bewertungsschwierigkeiten diskutiert wurden, stehen im Folgenden Hypothesen zu Ursachen im Fokus, die Diskrepanzen zwischen den Makro und den Mikrodaten zumindest teilweise erklären können. Sie führen also dazu, dass auf der Seite der Makrodaten eher große und auf der Seite der Mikrodaten eher geringe Nettovermögen resultieren und auch auf besonders problematische Vermögenskomponenten hindeuten.

6.6.3.1 Bewertung von Investitionen in Unternehmen und Immobilien

Investitionen in Unternehmensanlagen oder in Bauten können sich zumindest kurzfristig unterschiedlich stark auf Bewertungsergebnisse nach Wiederbeschaffungs- bzw. Marktpreisen auswirken. Die Unterschiede sollten in Phasen des wirtschaftlichen Aufschwungs besonders groß sein. Denn während Nettoinvestitionen in Unternehmen unmittelbar in der Investitionsrechnung der VGR wirksam werden und das Reinvermögen in der Vermögensbilanz erhöhen, übersetzen sie sich nicht notwendigerweise bzw. möglicherweise erst zeitverzögert in höhere Marktwerte von Unternehmen oder Kapitalmarktbewertungen der Aktien, da diese eher ertragswertorientiert zu begründen sind. Der Effekt ist insbesondere in Boomzeiten stark. Auf Grund der starken prozyklischen Entwicklung von Investitionen übersteigen die Wachstumsraten der Investitionen die Wachstumsraten der Einkommen und die Sparquote. Daher ist zu vermuten, dass in Zeiten des wirtschaftlichen Aufschwungs die Vermögenswerte nach der aggregierten Vermögensbilanz schneller steigen als in den Makrodaten nachgezeichnet werden kann.

Ebenso erhöhen Instandhaltungsinvestitionen in Bauten die Investitionen in der VGR. Auf Mikroseite werden Instandhaltungsinvestitionen, die den Großteil der Bauinvestitionen ausmachen, von den befragten Immobilieneigentümern möglicherweise nicht als Wertsteigerungen, sondern eher als Werterhaltung oder notwendige Reparatur aufgefasst und könnten somit im Rahmen der Haushaltsbefragungen unberücksichtigt bleiben.

Vergleicht man die in der VGR ausgewiesenen Bauten mit den in den Umfragen enthaltenen Immobilien, ist zu berücksichtigen, dass in der VGR-Vermögensbilanz auch Betriebsgebäude und das betriebliche Bauland eingerechnet werden (Niehues und Schröder, 2012, S. 3).

Zurechnung und fehlende Differenzierungsmöglichkeit zwischen Privathaushalten und den Privaten Organisationen ohne Erwerbszweck

Zunächst ist die Zurechnung zu den Privaten Haushalten mit Unsicherheit behaftet. Zum Sektor Private Haushalte zählen Selbstständigen-, Arbeitnehmer- und sonstige private Haushalte, das heißt auch unternehmerisch tätige Einzelpersonen wie zum Beispiel Landwirte, Ärzte und Rechtsanwälte. Da die Zuordnung von Investitionen und Abschreibungen güterorientiert erfolgt, kann die Berechnung der Investitionen nicht unmittelbar, sondern erst in separaten Rechenschritten den Privaten Haushalten zugeordnet werden (siehe Bolleyer, 2005).

Zu unterstreichen ist, dass die Makrodaten zur gesamtwirtschaftlichen Vermögensbilanz keine Differenzierung zwischen Privaten Haushalten und den Privaten Organisationen ohne Erwerbszweck zulassen. Zu diesen gehören etwa Stiftungen, Kirchen, Parteien und Gewerkschaften, auf Seite der Makrodaten. Hier werden landläufig hohe Vermögenswerte vermutet, exakte Zahlen sind nicht bekannt. Darüber hinaus enthalten deren Vermögensbestände auch einen hohen Schätzanteil (Schmalwasser, 2006, S. 142). Würde nun etwa in den letzten Jahren besonders viel Vermögen von den Haushalten und insbesondere von vermögenden Haushalten in Stiftungen transferiert, sollten

Makro und Mikroergebnisse zum Vermögen divergieren.

6.6.3.2 Unterschiede im Bewertungskonzept

Bei der Bewertung von Immobilien und Betriebsvermögen werden in der VGR und bei den Makrodaten unterschiedliche Preiskonzepte verwendet.

In der Vermögensbilanz der VGR werden die nichtfinanziellen Vermögen zu Wiederanschaffungspreisen bewertet. Damit wird das Vermögen also auf der hypothetischen Frage bewertet, wie viel es kosten würde, das aktuelle Vermögen zu ersetzen. Bei den Mikrodaten sind Verkehrswerte also Marktpreise zu unterstellen. Die Frage ist hier also, welche finanziellen Mittel ein Haushalt bei Liquidation der Vermögenswerte realisieren könnte. Dieses Prinzip ist beispielsweise auch Grundlage für Wertgutachten der Immobilien.

Beide Bewertungskonzepte stehen wiederum im Gegensatz zu den Grundsätzen der Buchführung im Handels- und Steuerrecht. Denn dort wird das Anlagevermögen mit den Anschaffungs- bzw. Herstellungskosten verbucht. Wenn Haushalte nun bei den Surveys Angaben zu ihrem Betriebsvermögen machen, so liegt es nahe, dass eher die Werte aus den Büchern angesetzt werden.

6.6.3.3 Sachliche und regionale Verzerrung der Preisinformation zur Bewertung des Immobilienbestands

Die Preisinformationen, die in der VGR zur Bewertung des Immobilienbestands herangezogen werden, sind bundesweit einheitlich und damit für zutreffende Immobilienbewertungen in den unterschiedlichen Wachstums- und Schrumpfungregionen Deutschlands zu grob.

Die Preisinformationen zur Bewertung von Neubauten und des Bestands von Bauten nach Wiederanschaffungskosten bezieht die VGR aus der aktuellen Bautätigkeit. Die Baupreise sind zuletzt auf Grund von intensiver Bautätigkeit, wie seit 2007 auch auf Grund der niedrigen Hypothekenzinsen der Fall, gestiegen. So nahmen die Baupreise für den Neubau von Wohngebäuden in den

fünf Jahren zwischen 2007 und 2012 um 10,5%, im Fall von Bürogebäuden um 11,3% sowie im Fall von gewerblichen Betriebsgebäuden um 12% zu.⁷⁵ Diese Preisentwicklungen steigern somit den Wertansatz nach Maßgabe von Wiederbeschaffungspreisen auch für den Immobilienbestand.

Grundsätzlich ist zwar zu erwarten, dass steigende Preise für Neubauten auch den Verkehrswert von bestehenden Immobilien erhöht. Dies ist allerdings nicht in allen Regionen Deutschlands gleichermaßen der Fall. Denn die bei der Bewertung der Wiederbeschaffungskosten unterstellten Baupreise werden im Rahmen der VGR nicht regional untergliedert. Sie sind vielmehr einheitlich für die Bautätigkeit in Deutschland insgesamt. Allerdings findet diese Bautätigkeit insbesondere in den wachsenden Ballungsräumen statt. Somit sind die Preisansätze der VGR lediglich repräsentativ für die Regionen mit intensiver Bautätigkeit und somit für die teuren Boomregionen. Insbesondere können damit Wertverluste von Immobilien in demographisch besonders schwachen Regionen nicht in den VGR-Ergebnissen berücksichtigt werden.

6.6.3.4 Weitere Zunahme der Divergenz zu erwarten

Mit der Revision des ESVG und der Übernahme der ESVG 2010 in die deutsche VGR ist eine weitere Zunahme von Diskrepanz und Divergenz zwischen Mikro- und Makroergebnissen zu erwarten. Hintergrund sind dabei Veränderungen des Investitionsbegriffs, insbesondere die Behandlung der FuE-Ausgaben als Investitionen in der VGR. Brümmerhoff und Grömling (2014) schätzen, dass die nominalen Bruttoanlageinvestitionen in Deutschland für den Betrachtungszeitraum von 2000 bis 2013 abhängig von der konjunkturellen Entwicklung um gut 12% bis 15% höher ausfallen als vor der Revision.

6.6.4 Abgleich von Ergebnissen zum Nettovermögen und zur Vermögensentwicklung aus alternativen Mikro- und Makrodatenquellen

Der Abgleich von Ergebnissen zum Nettovermögen und zur Vermögensentwicklung aus alternativen Mikro- und Makrodatenquellen bestätigen die oben formulierten Hypothesen zur Unterdeckung der Vermögenswerte im Fall der Mikrodaten und decken auch divergente Entwicklungen des Nettovermögens auf.

Unterschiede ergeben sich sowohl zwischen den Makro- und den Mikrodatenquellen als auch zwischen den Mikrodatenquellen selbst.

In Tabelle 6.1 auf der folgenden Seite werden Ergebnisse zur Entwicklung des preisbereinigten Vermögens auf Grundlage des SOEP gemeinsam mit Ergebnissen aus alternativen Mikro- und Makrodatenquellen aufgeführt. Dabei handelt es sich um Ergebnisse aus den Befragungsdaten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe sowie um Ergebnisse aus der Vermögensrechnung des Statistischen Bundesamts und der Bundesbank.

Die EVS enthält Angaben von Haushalten zum Vermögen für die Jahre 2003, 2008 und 2013. Für das Jahr 2013 resultiert ein reales Haushaltsnettovermögen in Höhe von 121.434 Euro. Teilt man dieses durch die durchschnittliche Haushaltsgröße in 2012 von 2,0 Personen pro Haushalt resultiert ein durchschnittliches Vermögen pro Kopf in Höhe von 60.717 Euro. Dieser Wert liegt niedriger als beim SOEP (83.472 Euro), was aber auf Grund des fehlenden Betriebsvermögens in der EVS und der verwendeten Abschneidegrenze plausibel ist.

Zwischen 2003 und 2013 ist das Haushaltsvermögen nach Maßgabe der EVS real um 15% gesunken. Beide Mikrodatenquellen zeigen damit einen Rückgang des realen Vermögenswerts in Händen von Privatpersonen in Deutschland an.

75 Eigene Berechnungen auf Grundlage der Baupreisindikatoren des Statistischen Bundesamts einschließlich Umsatzsteuer.

Das aggregierte Reinvermögen (exklusive des Gebrauchsvermögens) der privaten Personen und Organisationen ohne Erwerbszweck aus der Vermögensbilanz des Statistischen Bundesamtes und der Bundesbank betrug im Jahr 2012 nominal 9,2 Billionen Euro. Teilt man das aggregierte Reinvermögen der privaten Personen und Organisationen ohne Erwerbszweck durch die Anzahl der Einwohner in Deutschland, so resultiert ein reales Reinvermögen pro Kopf in Höhe von 115.331 Euro (2012). Im Vergleich zu 2002 hat dieses preisbereinigt um 25,2% zugenommen (Tabelle 6.1).

Die Ergebnisse sind somit konsistent mit den oben genannten Hypothesen zur Diskrepanz und Divergenz der Ergebnisse zum durchschnittlichen Nettovermögen bei Mikro- und Makrodaten.

6.6.5 Zusammenfassung

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass keiner der beiden untersuchten Bewertungsansätze definitiv korrekt ist und beide aus jeweils unterschiedlichen Gründen fehlerbehaftet sind. Es bestehen somit methodisch und in der Natur der Vermögensbewertung begründete Unsicherheiten in den Ergebnissen. Im Fall der Mikrodaten zählen dazu unzuverlässiges und möglicherweise selektives Antwortverhalten sowie die verwendeten Imputationsverfahren. Im Fall der Makrodaten sind insbesondere die Kumulationsmethode in Verbin-

dung mit dem Commodity-Flow-Ansatz und dem Ansatz von Abschreibungen zur Ermittlung des Kapitalverzehrs zu nennen.

Divergenzen zwischen den beiden Ergebnissen bestanden schon immer. Besonders deutlich sind allerdings die Divergenzen zwischen 2007 und 2012.

Zu den wesentlichen Hypothesen dieser Divergenz zählen auf dem Feld der Mikrodaten möglicherweise die Unterabdeckung der höchsten Vermögen. Wenn ein Zuwachs von Vermögen im Bereich der sehr Vermögensreichen stattfindet, werden die Vermögenszuwächse auf Basis der Mikrodaten unterschätzt. Auf dem Feld der Makrodaten sind hier insbesondere die unterschiedliche Erfassung von Investitionen in Unternehmen und Immobilien, die fehlende Differenzierungsmöglichkeit zwischen Privathaushalten und den Privaten Organisationen ohne Erwerbszweck, Unterschiede im Bewertungskonzept, namentlich der Wiederanschaffungspreise im Fall der Makrodaten und der Marktpreise im Fall der Mikrodaten, die sachliche und regionale Verzerrung von Preisinformationen bei der Bewertung des Immobilienbestands, sowie die unterschiedliche Abgrenzung von Immobilien anzuführen. Mit der Revision des ESVG 2010 sind in Zukunft zunehmende Divergenzen zu erwarten.

T 6.1 Ergebnisse zur Entwicklung des Vermögensbestands aus alternativen Datenquellen (2002-2013, in Preisen von 2012)							
Datenquelle	Vermögenskonzept	Vermögensbestand			Veränderung		
SOEP	Reales individuelles Nettovermögen	2002	2007	2012	2002-2007	2007-2012	2002-2012
		94.305 €	87.859 €	83.472 €	-6,8%	-5,0%	-11,5%
EVS/Destatis	Reales Haushaltsnettovermögen	2003	2008	2013	2003-2008	2008-2013	2003-2013
		142.905 €	124.160 €	121.434 €	-13,1%	-2,2%	-15,0%
Mikrozensus	durchschnittliche Haushaltsgröße	2,1	2,1	2,0			
Vermögensbilanz, Zensus	Reales Reinvermögen exkl. Gebrauchsvermögen pro Kopf	2002	2007	2012	2002-2007	2007-2012	2002-2012
		92.142 €	106.705 €	115.331 €	15,8%	8,1%	25,2%

Quelle: SOEP v29, EVS/Destatis, Sektorale und gesamtwirtschaftliche Vermögensbilanzen, Mikrozensus, eigene Berechnungen

6.7 Bestimmungsgründe für die Vermögensentwicklung

Wie bereits in den Abschnitten 6.1 und 6.3 dargestellt, zeigen die Befragungsergebnisse der EVS und des SOEP im Zehnjahresrückblick erhebliche Vermögensseinbußen für die Bevölkerung. Rechnet man auf Grundlage der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe betrug der reale⁷⁶ Vermögensrückgang bei den Privathaushalten in diesem Zeitraum 16,5 Prozent. Der Rückgang der individuellen Vermögen auf Grundlage des Sozio-oekonomischen Panels fiel mit 12,5 Prozent etwas geringer aus⁷⁷.

Im Folgenden wird der Frage nachgegangen, welche Vermögenskomponenten für die rückläufige Entwicklung des Gesamtvermögens verantwortlich waren und welche Ursachen hierfür erkennbar sind.

Gliedert man die Bruttovermögen der EVS grob in ein Geld- und ein Immobiliensegment, so entfallen 2013 etwa 31 Prozent der Vermögenssumme auf das Geldvermögen und die verbleibenden 69 Prozent auf den Immobilienbereich. Beim Nettovermögen – also dem Bruttovermögen abzüglich aller Verbindlichkeiten – macht das Geldvermögen 36 Prozent aus und das Immobilienvermögen 64 Prozent. Diese Verschiebung der Anteile ergibt sich aus dem sehr viel größeren Volumen der ausstehenden Immobilienkredite gegenüber den Konsumentenkrediten. Tabelle 6.2 auf Seite 180 zeigt diese Zusammenhänge.

Der beschriebene Rückgang der Haushaltsnettovermögen zwischen 2003 und 2013 betraf sowohl

das Geld- als auch das Immobilienvermögen. Während das Nettogeldvermögen in diesem Zeitraum um 5,2 Prozent zurückging, verringerte sich das Nettoimmobilienvermögen der Haushalte 21,7 Prozent. Der in der EVS ausgewiesene Rückgang der Nettovermögen ist damit im Wesentlichen auf die Entwicklungen im Immobilienbereich zurückzuführen.

Ganz ähnlich der Verlauf bei den individuellen Vermögen im SOEP: Auch hier ist es der rückläufige Immobilienbereich (-13,9%), der im Zeitraum von zehn Jahren zum Rückgang der realen Nettovermögen (-12,5%) führte. Wie auch in der EVS weisen die Geldvermögen im SOEP keinen vergleichbaren Rückgang auf, sie gewinnen im SOEP sogar leicht hinzu (+3,1%)⁷⁸.

Es bleibt festzuhalten, dass sowohl das SOEP als auch die EVS die Ursachen für den Vermögensrückgang im Bereich der Immobilien verorten.

Allerdings deuten andere, nicht auf Befragungen basierende Datenquellen, wie etwa Immobilienpreisindizes⁷⁹, keineswegs auf derart dramatisch sinkende Immobilienvermögen hin. Auch hier finden sich zwar real rückläufige Entwicklungen, allerdings sind die Verläufe wesentlich moderater als bei den Befragungsergebnissen. Während die EVS bei den Bruttoimmobilienvermögen den genannten Rückgang von 17,6 Prozent ausweist, zeigen die preisbereinigten Indizes der empirica-Datenbank Rückgänge von 3,7 Prozent bei den Mietpreisen und 4,8 beziehungsweise 13 Prozent bei den Kaufwerten für Wohneigentum, d.h. für Eigentumswohnungen und Eigenheime (Abbildung 6.8).

76 Zur Preisbereinigung wurde auch hier – in Ermangelung eines auf Vermögensbestände zugeschnittenen Preisindex – der allgemeine Verbraucherpreisindex des Statistischen Bundesamtes herangezogen.

77 Der geringere Rückgang der individuellen Vermögen gegenüber den Haushaltsvermögen dürfte auch eine Folge des demographischen Wandels sein. Zwischen 2002 und 2012 verringerte sich die durchschnittliche Größe der Haushalte im SOEP von 2,15 Personen auf 2,05 Personen. Das vorhandene individuelle Vermögen verteilte sich also auf immer mehr Haushalte, d.h. das mittlere Vermögen der Haushalte sank entsprechend stärker als das der Individuen.

78 Das SOEP kennt noch weitere Vermögenskomponenten, wie etwa das Betriebsvermögen, auf die an dieser Stelle nicht weiter eingegangen wird. Der Anteil dieser Vermögenskomponenten ist zu gering, um die Gesamtentwicklung erkennbar zu beeinflussen.

79 Diese Indizes berechnen sich entweder auf Basis tatsächlicher Kauffälle oder auf Grundlage der Angebotspreise oder sie bilden die Entwicklung indirekt über den erzielten Mietzins ab. Wir beziehen uns im Folgenden auf die Angaben der empirica Preisdatenbank, die sich auf die Auswertung inserierter Angebotspreise stützt.

Entwicklung der Haushaltsvermögen¹

Datenquelle: EVS 2003/08/13

	vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Referenzjahr	Entwicklung	Veränderungsrate 2013/2003
	2003	2008	2013		2003 bis 2013
Geld und Anlagevermögen (Brutto)	48.258	51.439	46.748		-3,1%
Kreditschulden (ohne Hypothekarkredite)	1.649	1.829	1.814		10,0%
Geld und Anlagevermögen (Netto)	46.608	49.291	44.185		-5,2%
Bruttoimmobilienvermögen	131.486	103.776	103.680		-21,1%
Restschulden aus Hypothekarkrediten	30.731	26.351	24.799		-19,3%
Nettoimmobilienvermögen	100.755	77.426	78.881		-21,7%
Bruttovermögen	179.744	155.215	150.428		-16,3%
Verbindlichkeiten	32.381	28.499	27.363		-15,5%
Nettovermögen	147.363	126.716	123.065		-16,5%

1 // Preisbereinigt mit Basisjahr 2013

Entwicklung der individuellen Vermögen²

Datenquelle: SOEP v29

	vor 10 Jahren	vor 5 Jahren	Referenzjahr	Entwicklung	Veränderungsrate 2012/2002
	2002	2007	2012		2002 bis 2012
Geld und Anlagevermögen (Brutto)	22.968	24.981	23.038		0,3%
Kreditschulden (ohne Immobilien)	2.954	2.638	2.403		-18,7%
Geld und Anlagevermögen (Netto)	20.013	22.343	20.635		3,1%
Bruttoimmobilienvermögen	81.020	72.874	69.760		-13,9%
Restschulden aus Hypothekarkrediten	15.471	15.084	13.340		-13,8%
Nettoimmobilienvermögen	65.548	57.791	56.420		-13,9%
Bruttovermögen ³	116.864	109.029	101.886		-12,8%
Verbindlichkeiten	18.426	17.722	15.744		-14,6%
Nettovermögen	98.438	91.307	86.142		-12,5%

2 // Preisbereinigt mit Basisjahr 2012

3 // Im Bruttovermögen des SOEP sind neben den genannten Geld-, Anlage- und Immobilienvermögen auch noch das Sachvermögen sowie das Betriebsvermögen enthalten.

Die Übersicht A 6.9 auf Seite 182 zeigt einen detaillierten Vergleich zwischen der Entwicklung der Preisindizes und den Befragungsergebnissen zum Immobilienvermögen auf Ebene der sechzehn Bundesländer. Der obere Bereich zeigt die Entwicklung der empirica-Indizes zu Miet- und Kaufpreisen. Weiter unten im blauen Abschnitt finden sich die Ergebnisse auf Basis der EVS.

Die von den Immobilienpreisindizes dargestellten Entwicklungen wirken plausibel. Im Bereich der Mietpreise sehen wir in den Metropolen Berlin und Hamburg erheblich Zugewinne, in den südlichen Bundesländern eine weitgehend stabile Preisla-

ge. In den nördlichen und östlichen Ländern sind die Mietpreise hingegen rückläufig. Ein ähnliches Muster ist im Segment der Eigentumswohnungen erkennbar, allerdings mit erheblich größeren regionalen Disparitäten. In Berlin und Hamburg nahmen die realen Preise der Eigentumswohnungen um mehr als ein Viertel zu, während in Sachsen, Sachsen-Anhalt und Thüringen Preisnachlässe in ähnlicher Höhe zu verzeichnen waren. Die westlichen Flächenländer zeigten dagegen geringe Preisrückgänge im einstelligen Prozentbereich, mit Ausnahme Bayerns. Hier wurden Eigentumswohnungen um mehr als sieben Prozent teurer. Die Kaufpreise für Ein- und Zweifamilienhäuser

gingen dagegen bundesweit deutlich zurück. Als einzige Ausnahme ist hier Hamburg zu nennen, dass ein geringes Plus aufweist.

Demgegenüber zeigt die EVS ein weniger überzeugendes Bild der regionalen Vermögensentwicklung⁸⁰ (A 6.8 unten). Die Preissteigerungen in den Stadtstaaten Hamburg und Berlin schlagen sich nicht in der Vermögensentwicklung nieder, vor allem Berlin weist einen wenig glaubhaften Rückgang von mehr als 20 Prozent aus. Und gerade für die Länder Bayern und Baden-Württemberg mit ihrem relativ stabilen Preisgefüge wird ein erheblich geschrumpftes Immobilienvermögen (-19,1% bzw. -24,3%) konstatiert.

Die Zuverlässigkeit der auf Basis von Haushaltsbefragungen gewonnenen Informationen zur Höhe des Immobilienvermögens muss kritisch gesehen werden⁸¹. Deren einzige Informationsgrundlage ist die Selbstauskunft der Eigentümer zum Verkehrswert ihrer Immobilie(n). Allerdings sind die Eigentümer mit der Frage nach dem Verkehrswert ihrer Immobilie oftmals überfordert, weil sie ihn in Ermangelung einer aktuellen Bewertung nicht kennen. Das Statistische Bundesamt geht davon aus, dass viele Haushalte dazu neigen, den ursprünglichen Kaufpreis ihrer Immobilie anzugeben, der in der Regel unter dem aktuellen Verkehrswert liegen dürfte. Da rund ein Drittel der Haushalte aus 2013 bereits an der EVS 2008 beteiligt war, dürften oftmals dieselben Werte wie in 2008 angegeben worden sein⁸². Entsprechendes gilt für die früheren Jahre. Aufgrund der hohen Komplexität der Vermögensmerkmale müsste zur Unterstützung der befragten Haushalte eigentlich ein persönliches Interview anstelle der derzeit praktizierten schriftlichen Befragung durchgeführt werden. Von den hohen Kosten abgesehen, dürfte aber eine Interviewerbefragung wiederum

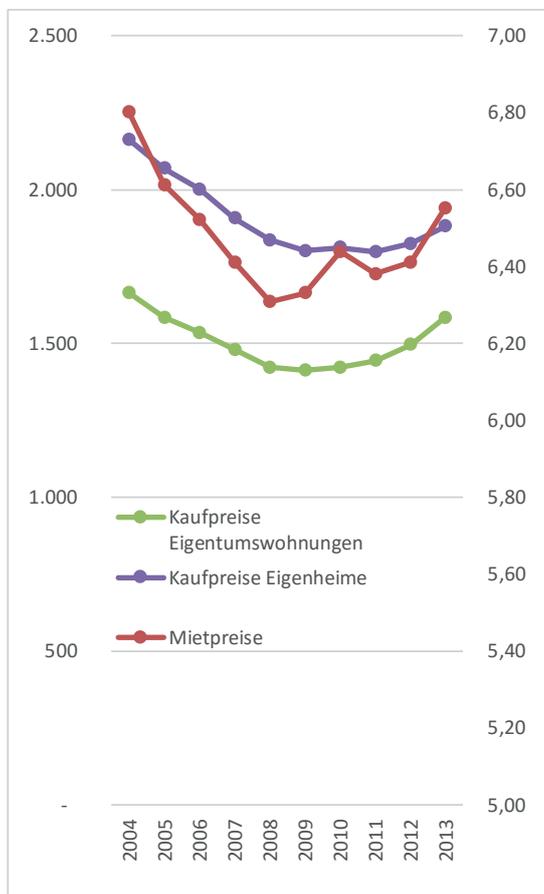
80 Aus Sicht der Stichprobentheorie spricht nichts gegen eine Analyse der EVS auf Länderebene, insbesondere da das Statistische Bundesamt die Scientific-Use-Files mit den entsprechenden Hochrechnungsfaktoren ausliefert.

81 Diese Einschätzung wird auch von den Datenproduzenten in diesem Bereich geteilt. Siehe etwa Grabka, M. M. & Westermeier, C. (2015b) in Bezug auf das SOEP.

82 So eine informelle Einschätzung von Mitarbeitern des Statistischen Bundesamtes auf eine entsprechende Email-Anfrage.

A 6.8

Entwicklung der Immobilienpreisindizes 2004-2013



kontraproduktiv in Hinblick auf die hohe Sensibilität der Vermögensmerkmale sein. Es käme mit Sicherheit zu einer erhöhten Zahl an Befragungsabbrüchen, die dann auch weniger sensible Teilbereiche betreffen würden.

Es bleibt festzuhalten, dass die im Rahmen von Befragungen gewonnenen Vermögensangaben einer erheblichen Unsicherheit unterliegen. Dies betrifft nicht nur die Qualität der Selbstauskünfte durch die Interviewpartner, sondern beginnt bereits im Auswahlprozess, der hohe Vermögen systematisch unterschätzt bzw. untererfasst⁸³. Der von Seiten des DIW angemahnte Bedarf nach einer verbesserten Dateninfrastruktur in diesem wichtigen Feld ist daher völlig nachvollziehbar.

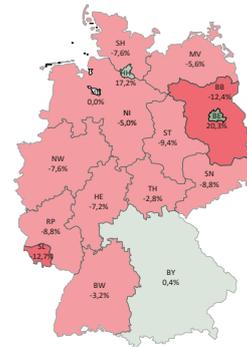
83 Siehe auch 2.1.1. und 2.1.2 zu dieser Problematik im SOEP und in der EVS.

A 6.9

Entwicklung der Immobilienpreisindizes und der Bruttoimmobilienvermögen in den Bundesländern 2003/4-2013

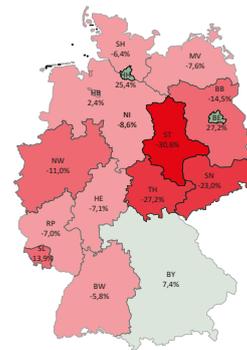
Index: Mietpreise (Euro pro Quadratmeter)

ID	Bundesland	2004	2008	2013	Veränderung 2013/2004
1	Schleswig-Holstein	6,91	6,16	6,38	-7,6%
2	Hamburg	8,19	8,42	9,60	17,2%
3	Niedersachsen	6,06	5,61	5,75	-5,0%
4	Bremen	6,47	5,81	6,47	0,0%
5	Nordrhein-Westfalen	6,65	6,08	6,14	-7,6%
6	Hessen	7,93	7,17	7,36	-7,2%
7	Rheinland-Pfalz	6,62	5,97	6,04	-8,8%
8	Baden-Württemberg	7,55	7,14	7,31	-3,2%
9	Bayern	7,46	7,09	7,48	0,4%
10	Saarland	6,65	5,78	5,80	-12,7%
11	Berlin	6,08	5,51	7,32	20,3%
12	Brandenburg	6,64	6,03	5,81	-12,4%
13	Mecklenburg-Vorpommern	5,96	5,52	5,63	-5,6%
14	Sachsen	5,55	5,09	5,06	-8,8%
15	Sachsen-Anhalt	5,50	5,11	4,98	-9,4%
16	Thüringen	5,61	5,34	5,46	-2,8%
	Deutschland	6,80	6,31	6,55	-3,7%



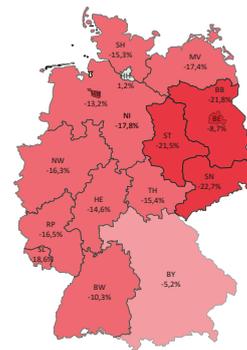
Index: Kaufpreise Eigentumswohnungen (Euro pro Quadratmeter)

ID	Bundesland	2004	2008	2013	Veränderung 2013/2004
1	Schleswig-Holstein	1.734	1.483	1.623	-6,4%
2	Hamburg	2.206	1.998	2.766	25,4%
3	Niedersachsen	1.364	1.145	1.247	-8,6%
4	Bremen	1.193	1.002	1.222	2,4%
5	Nordrhein-Westfalen	1.526	1.318	1.359	-11,0%
6	Hessen	1.776	1.524	1.649	-7,1%
7	Rheinland-Pfalz	1.479	1.306	1.376	-7,0%
8	Baden-Württemberg	1.909	1.666	1.799	-5,8%
9	Bayern	2.018	1.730	2.166	7,4%
10	Saarland	1.383	1.214	1.191	-13,9%
11	Berlin	1.591	1.442	2.024	27,2%
12	Brandenburg	1.532	1.285	1.310	-14,5%
13	Mecklenburg-Vorpommern	1.782	1.618	1.646	-7,6%
14	Sachsen	1.389	1.060	1.070	-23,0%
15	Sachsen-Anhalt	1.278	943	887	-30,6%
16	Thüringen	1.429	1.140	1.041	-27,2%
	Deutschland	1.664	1.423	1.584	-4,8%



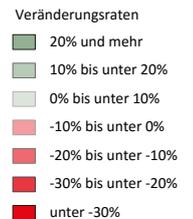
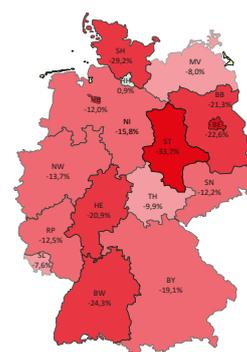
Index: Kaufpreise Eigenheime (Euro pro Quadratmeter)

ID	Bundesland	2004	2008	2013	Veränderung 2013/2004
1	Schleswig-Holstein	1.932	1.584	1.636	-15,3%
2	Hamburg	3.034	2.660	3.071	1,2%
3	Niedersachsen	1.622	1.366	1.333	-17,8%
4	Bremen	1.732	1.500	1.504	-13,2%
5	Nordrhein-Westfalen	2.243	1.893	1.878	-16,3%
6	Hessen	2.329	2.002	1.990	-14,6%
7	Rheinland-Pfalz	1.773	1.551	1.481	-16,5%
8	Baden-Württemberg	2.435	2.149	2.185	-10,3%
9	Bayern	2.672	2.287	2.535	-5,2%
10	Saarland	1.485	1.308	1.208	-18,6%
11	Berlin	2.448	1.938	2.235	-8,7%
12	Brandenburg	1.764	1.470	1.379	-21,8%
13	Mecklenburg-Vorpommern	1.789	1.500	1.477	-17,4%
14	Sachsen	1.674	1.317	1.295	-22,7%
15	Sachsen-Anhalt	1.321	1.104	1.037	-21,5%
16	Thüringen	1.335	1.118	1.129	-15,4%
	Deutschland	2.163	1.837	1.881	-13,0%



Bruttoimmobilienvermögen in Euro (EVS 2003/2008/2013)

ID	Bundesland	2003	2008	2013	Veränderung 2013/2003
1	Schleswig-Holstein	141.645	108.222	100.330	-29,2%
2	Hamburg	100.445	75.954	101.318	0,9%
3	Niedersachsen	118.699	111.392	99.945	-15,8%
4	Bremen	87.890	72.035	77.329	-12,0%
5	Nordrhein-Westfalen	115.245	103.270	99.478	-13,7%
6	Hessen	176.738	141.595	139.834	-20,9%
7	Rheinland-Pfalz	143.688	109.022	125.688	-12,5%
8	Baden-Württemberg	191.941	140.821	145.333	-24,3%
9	Bayern	196.536	155.310	158.993	-19,1%
10	Saarland	114.809	100.974	106.029	-7,6%
11	Berlin	44.818	39.659	34.698	-22,6%
12	Brandenburg	69.319	57.274	54.568	-21,3%
13	Mecklenburg-Vorpommern	52.247	37.759	48.066	-8,0%
14	Sachsen	56.980	40.802	50.003	-12,2%
15	Sachsen-Anhalt	63.954	51.978	42.379	-33,7%
16	Thüringen	61.361	56.060	55.285	-9,9%
	Deutschland	130.278	106.200	106.931	-17,9%



Quelle: www.empirica-systeme.de, EVS, eigene Berechnungen

7 Vermögen im internationalen Vergleich

Ziel des vorliegenden Teilmoduls ist der Vergleich von Vermögen sowie dessen Komponenten zwischen Deutschland und verschiedenen anderen Ländern. Für eine vollständige Analyse von Armut und Reichtum in Deutschland ist die Betrachtung von Vermögen unerlässlich. Dafür bietet das detaillierte „Household Finance and Consumption Survey“ (HFCS) der Europäischen Zentralbank neue Möglichkeiten. Der in diesem Kapitel verwendete Vermögensbegriff ist analog zu Kapitel 6 definiert. Dabei handelt es sich um das Haushaltsvermögen, kontrolliert für die Anzahl der erwachsenen Personen im Haushalt. Der internationale Vergleich dient dem Ziel der relativen Betrachtung von Nettovermögen sowie deren Zusammensetzung. Dies ist mit Blick auf die Euro- und Schuldenkrise von besonderer Relevanz. Neben der bisher vorgenommenen Analyse von Mittelwerten und Vermögensanteilen werden im Rahmen unserer Auswertung insbesondere die Reichtumsmaße von Peichl et al. (2010) verwendet, die eine umfassendere Aussage über Ausmaß, Intensität und Konzentration von Reichtum ermöglichen. Die Ergebnisse auf Basis des HFCS werden mit Daten weiterer Berichte zur Vermögensentwicklung (wie u.a. Allianz SE (2013), Capgemini (2013) und Credit Suisse (2013)) verglichen; insbesondere mit Blick auf die verwandten Datenquellen sowie die Betrachtungsebene.

Das Teilmodul „Vermögen im internationalen Vergleich“ ist wie folgt strukturiert: Zunächst wird der verwendete Vermögensbegriff definiert sowie dessen Zusammensetzung beschrieben. Im zweiten Teil erfolgt zum einen eine deskriptive Beschreibung des Nettovermögens im internationalen Vergleich. Zum anderen vergleichen wir die Komponenten des Nettovermögens. Im dritten Teil werden die speziellen Reichtumsmaße angewandt. Zuletzt erfolgen ein Vergleich mit weiteren Vermögensstudien sowie eine Schlussfolgerung.

7.1 Internationaler Vergleich des Nettovermögens

7.1.1 Vermögensbegriff im HFCS und Verwendung

Da das HFCS eine Umfrage auf Haushaltsebene darstellt, liegen sämtliche vermögensrelevanten Informationen aggregiert pro Haushalt vor. Die Höhe des Vermögens weist jedoch einen relevanten Zusammenhang mit der Größe des Haushalts auf. Dies muss bei der Messung von Vermögen sowie der Berechnung von Ungleichheitsmaßen berücksichtigt werden. Gemäß einheitlicher Konvention und aus Gründen der Kompatibilität mit früheren Versionen dieses Gutachtens, wird die Anzahl der Erwachsenen als relevantes Maß der Haushaltsgröße gewählt. Sämtliche monetären Variablen werden durch diese geteilt.

Die Zusammensetzung des Vermögensbegriffs lässt sich am Beispiel Deutschlands in Tabelle 7.1 darstellen. Dort sind die Mittelwerte des Nettovermögens sowie dessen Komponenten abgebildet. Das Nettovermögen setzt sich aus Vermögenswerten (Bruttovermögen) sowie Verbindlichkeiten (Schulden) zusammen. Im Bruttovermögen sind sowohl Sach- als auch Finanzvermögen enthalten. Diese gliedern sich wiederum in eine Reihe von Subkomponenten auf. Das durchschnittliche Sachvermögen übersteigt das Finanzvermögen um mehr als das Dreifache. Innerhalb des Sachvermögens sind selbst genutzte Immobilien der größte Posten, gefolgt von weiteren Immobilien und Betriebsvermögen. Aus der Gruppe des Finanzvermögens sind Spar- und Sichtguthaben sowie Lebensversicherungen und Altersvorsorge die größten Posten. Erwartungsgemäß machen Wertpapiere nur einen geringen Teil des Finanzvermögens aus. Auf der Passivseite gliedern sich die Schulden in Hypotheken und sonstige Verbindlichkeiten auf, wobei Hypothekenkredite im Durchschnitt den größten Teil der Schulden ausmachen.

T 7.1 Zusammensetzung des Nettovermögens in Deutschland	
Posten	Mittelwert
Nettovermögen	111.257
Aktiva	
Bruttovermögen	126.147
A.1 Sachvermögen	97.468
A.11 Immobilien (selbst genutzt)	51.433
A.12 Immobilien (sonstige)	26.452
A.13 Fahrzeuge	4.070
A.14 Betriebsvermögen	14.008
A.15 Wertgegenstände	1.505
A.2 Finanzvermögen	28.679
A.21 Spar- & Sichtguthaben	12.959
A.22 Investmentfonds	3.263
A.23 Staatsanleihen	1.598
A.24 Geschäftsanteile	177
A.25 Aktien	1.710
A.26 verwaltetes Konto	34
A.27 Geldforderungen gegenüber Haushalten	795
A.28 Sonstige Wertpapiere	838
A.29 Private Altersvorsorge Lebensversicherung	7.306
Passiva	
Schulden	14.890
P.1 Hypothekenkredite	12.742
P.2 Sonstiges	2.149

Datenquelle: HFCS; eigene Berechnungen

7.1.2 Deskriptive Beschreibung des Nettovermögens:

Vor der inhaltlichen Analyse des Nettovermögens und dessen Komponenten gibt die Struktur der Daten bereits einen ersten Aufschluss über die Vermögensverhältnisse. Da es sich um Vermögen handelt, sollte zunächst betrachtet werden, welcher Anteil der befragten Haushalte überhaupt über Vermögen oder Schulden verfügt. Da das Vermögen aus einer Vielzahl von Komponenten besteht, ist die Anzahl von Haushalten ohne jegliches Vermögen eher gering. Der Anteil von Haushalten mit einem positiven Nettovermögen liegt in der Stichprobe der betrachteten Länder zwischen 91,35 Prozent in Finnland und 98,22 Prozent in Malta. Deutschland liegt mit 93,58 Prozent eher im unteren Mittelfeld. Diese Zahlen bedeuten nicht, dass die übrigen Haushalte über keinerlei Vermögen verfügen. Vielmehr besteht die Möglichkeit, dass

sich Bruttovermögen und Schulden ausgleichen. Um dies näher zu untersuchen, betrachtet man die Teilhabequote am Bruttovermögen und dessen Komponenten sowie an den Schulden. Wie bereits vermutet, besitzen 100 Prozent der Haushalte in Frankreich und Finnland ein positives Bruttovermögen, während es in Griechenland 96,26 Prozent sind. Deutschland liegt mit 98,63 Prozent wiederum im Mittelfeld. Auffällig ist der mit 86,7 Prozent relativ geringe Anteil von Haushalten mit positivem Sachvermögen in Deutschland. Nach Österreich ist dies der niedrigste Wert. Im Finanzvermögen liegt Deutschland mit 97,45 Prozent eher im oberen Bereich der Stichprobe.⁸⁴ Über Schulden verfügen in den Niederlanden 68,10 Prozent der Haushalte, während lediglich 22,56 Prozent der Haushalte in Italien Verbindlichkeiten aufweisen. In Deutschland sind es 49,73 Prozent der befragten Haushalte. Die beobachteten Anteile decken sich größtenteils mit den Auswertungen der EZB (HFCS, 2014). Geringfügige Unterschiede sind durch die Kontrolle auf die Haushaltsgröße sowie die Stichprobenauswahl erklärbar. Darüber hinaus zeigen diese ersten Auswertungen des HFCS auch eine hinreichende Vergleichbarkeit der Daten mit bereits vorhandenen Datensätzen in denen ebenfalls Vermögen abgebildet werden, wie dem EU-SILC.

Ein Standardmaß zum Vergleich von Vermögen ist der Mittelwert. Dieser bietet einen ersten Eindruck von der Verteilung. In der Stichprobe liegt der Mittelwert des Nettovermögens zwischen 37.617 Euro in Slowenien und 366.687 Euro in Luxemburg. In Deutschland liegt der Mittelwert bei 111.257 Euro und damit vor Finnland oder den Niederlanden, jedoch hinter Italien und Spanien. Der Median des Nettovermögens gibt jenen Wert an, an dem sowohl links, als auch rechts, 50 Prozent der Verteilung liegen. Dieser ist wiederum in Luxemburg am größten und in der Slowakei am geringsten. Deutschland weist mit 30.340 Euro einen eher geringen Medianwert für das Nettovermögen auf. Ein Maß für die Schiefe der Verteilung ist das Verhältnis von Mittelwert und Median. Ein hoher Mittelwert bei geringem Median bedeutet beispielsweise, dass sich viel Vermögen auf eher wenige Haushalte verteilt. Jedoch lässt sich dadurch keine Aussage über die Struktur der Ver-

84 „Stichprobe“ bezeichnet hier die Stichprobe der Länder im HFCS aus der Grundgesamtheit der Länder in der Eurozone.

teilung innerhalb der „reichen“ Haushalte treffen. In der Stichprobe weist Deutschland mit 3,67 das höchste Verhältnis von Mittelwert und Median auf. Das geringste Verhältnis ist in Griechenland zu finden. Damit sind die Vermögen in Deutschland gemessen am Verhältnis von Mittelwert und Median sehr ungleich verteilt.

7.1.3 Darstellung der Nettovermögensperzentile sowie des Gini-Koeffizienten:

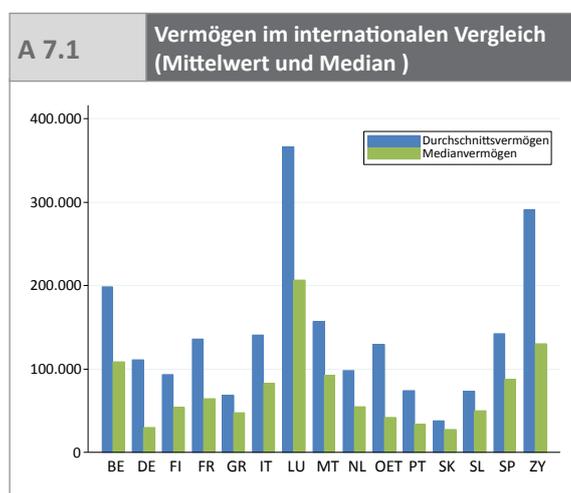
Um sich die Verteilung des Nettovermögens genauer anzusehen, sind zwei Maße hilfreich. Die Gruppe der Dezile und der Gini-Koeffizient. Mit Hilfe des Gini-Koeffizienten lässt sich die Verteilung des Vermögens in einer Zahl darstellen, er stellt somit eine Informationsverdichtung im Vergleich zu Dezilen da. Verglichen mit den Werten für Einkommen, erwarten wir für Vermögen tendenziell höhere Ausprägungen, da ein großer Teil der Haushalte lediglich über ein geringes oder kein Vermögen verfügt. Im Nettovermögen liegt der Gini-Koeffizient zwischen 0,469 in der Slowakei und 0,76 in Österreich (Tabelle 7.2).⁸⁵ Mit einem Wert von 0,752 liegt Deutschland im oberen Bereich der Stichprobe. Im Bruttovermögen weist Deutschland mit 0,716 sogar den höchsten Wert auf. Betrachtet man die Komponenten des Bruttovermögens, so ist zu beachten, dass der Gini-Koeffizient nicht über die Eigenschaft der Subgruppenzerlegbarkeit verfügt. Der Wert für

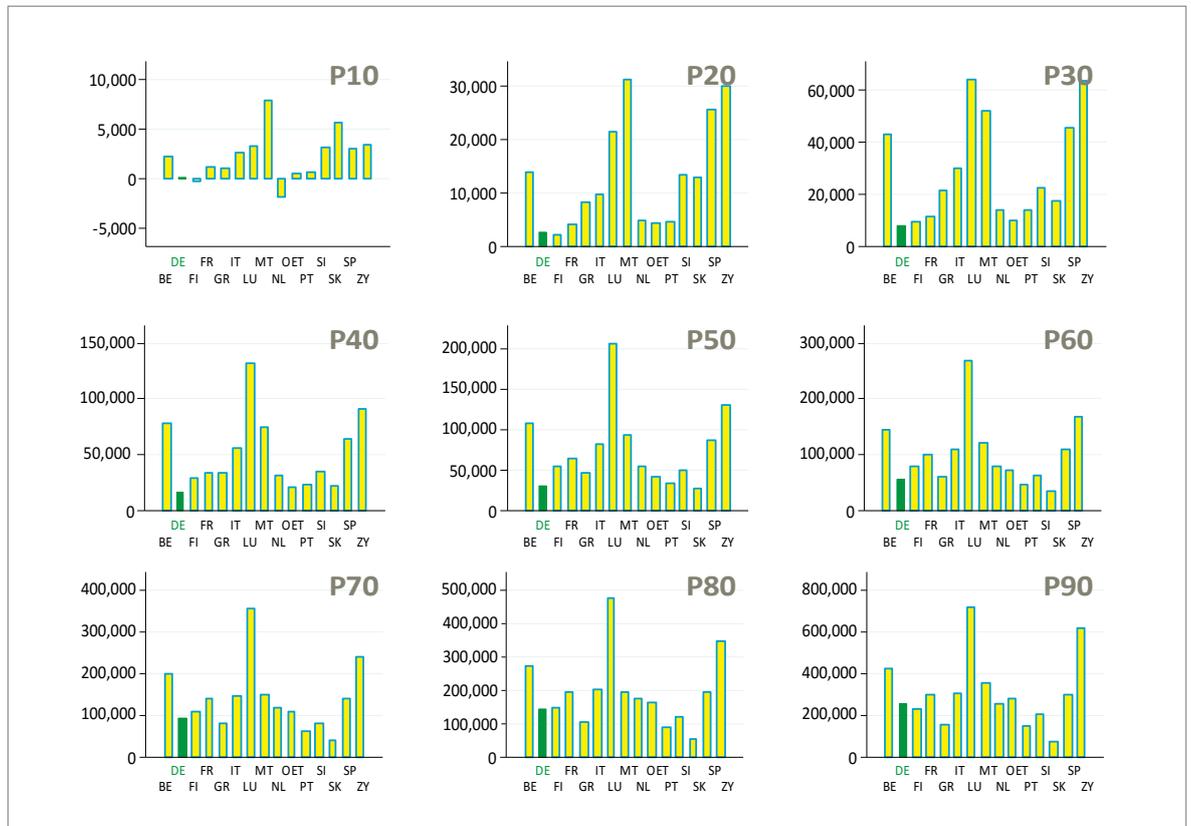
85 Der Gini-Koeffizient nimmt Werte zwischen Null und Eins an.

T 7.2 Gini-Koeffizienten für verschiedene Vermögenskomponenten					
Land	Netto vermögen	Schulden	Brutto vermögen	Sach vermögen	Finanz vermögen
Belgien	0,632	0,818	0,597	0,584	0,788
Deutschland	0,752	0,866	0,716	0,770	0,704
Finnland	0,652	0,764	0,566	0,570	0,765
Frankreich	0,678	0,842	0,649	0,661	0,797
Griechenland	0,555	0,869	0,534	0,537	0,805
Italien	0,614	0,923	0,604	0,612	0,759
Luxemburg	0,650	0,791	0,605	0,617	0,733
Malta	0,574	0,897	0,566	0,600	0,648
Niederlande	0,670	0,710	0,532	0,597	0,632
Portugal	0,680	0,906	0,647	0,661	0,800
Österreich	0,760	0,845	0,712	0,741	0,796
Slowakei	0,469	0,923	0,458	0,467	0,719
Slowenien	0,542	0,840	0,527	0,534	0,787
Spanien	0,588	0,811	0,550	0,547	0,805
Zypern	0,674	0,739	0,638	0,650	0,756

Datenquelle: HFCS; eigene Berechnungen

das Bruttovermögen lässt sich daher nicht als gewichtetes Mittel der Gini-Koeffizienten der Untergruppen berechnen. Im Sachvermögen liegt der Wert zwischen 0,467 in der Slowakei und 0,77 in Deutschland. Der niedrigste Gini-Koeffizient für Finanzvermögen findet sich in den Niederlanden, während die höchsten Werte mit jeweils 0,805 in Griechenland und Spanien zu finden sind. Für Schulden sind die Gini-Koeffizienten noch einmal höher als für Vermögen, da noch weniger Haushalte über Verbindlichkeiten verfügen. Hier reicht der Wert von 0,71 in den Niederlanden bis 0,923 in Italien und der Slowakei. Der eher geringe Wert in den Niederlanden deckt sich mit der Tatsache, dass dort auch eine relativ große Anzahl an Haushalten über Schulden verfügt. Allgemein lässt sich festhalten, dass die Ungleichheit in Vermögen für Deutschland, gemessen am Gini-Koeffizienten, eher im oberen Bereich der betrachteten Länder einzuordnen ist. Die niedrigste Ungleichheit findet sich in der Slowakei. Gleichzeitig sind dort aber auch die Vermögen besonders gering. Im internationalen Vergleich mit den übrigen Ländern der Eurozone ist Vermögen in Deutschland demnach





besonders ungleich verteilt. Um einen besseren Eindruck von der Struktur der Verteilung zu bekommen, schauen wir uns im Folgenden die Perzentile 10 bis 90 an (Abbildung 7.2).

Das zehn Prozent Perzentil (P10) gibt einen Eindruck von der Höhe des Vermögens weniger wohlhabender Haushalte. Dieses ist mit 7.872 Euro in Malta am höchsten und mit -1.800 Euro in den Niederlanden am geringsten. Ein negativer Wert für das Dezil stellt hierbei Verschuldung dar. Der niedrige Wert für die Niederlande deckt sich mit dem hohen Anteil der verschuldeten Haushalte. Mit einem P10 von 60 Euro ist der Wert für Deutschland ebenfalls eher gering. Auch im P20 liegt der Wert

für Deutschland mit 2.600 Euro eher am unteren Rand. Den höchsten Wert findet man mit 31.300 Euro in Malta. Auch Länder wie Spanien und die Slowakei verfügen mit 25.541 Euro und 12.860 Euro über deutlich höhere P20. Den geringsten Wert weist Finnland mit 2.250 Euro auf. Erst am Median (P50) überholt Deutschland die Slowakei mit einem Wert von 30.340 Euro. Ab dem Median steigen die Perzentile für Deutschland auch stärker als der für Griechenland oder Slowenien. Im P90 liegt Deutschland mit 255.000 Euro im Mittelfeld der Beobachtungen. Den höchsten Wert weist Luxemburg mit 716.053 Euro auf. Den geringsten Wert findet man mit 76.550 Euro in der Slowakei.

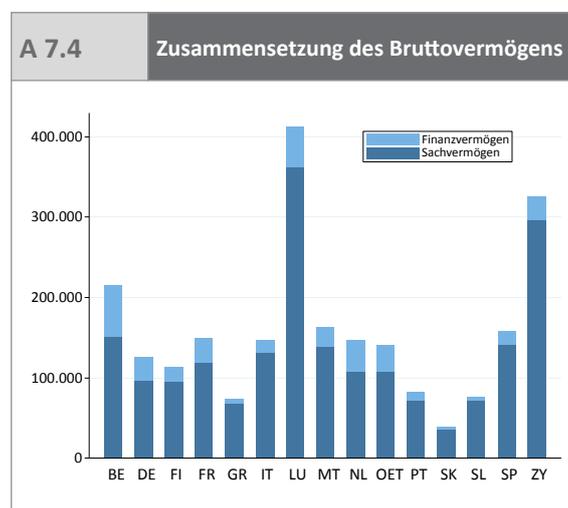
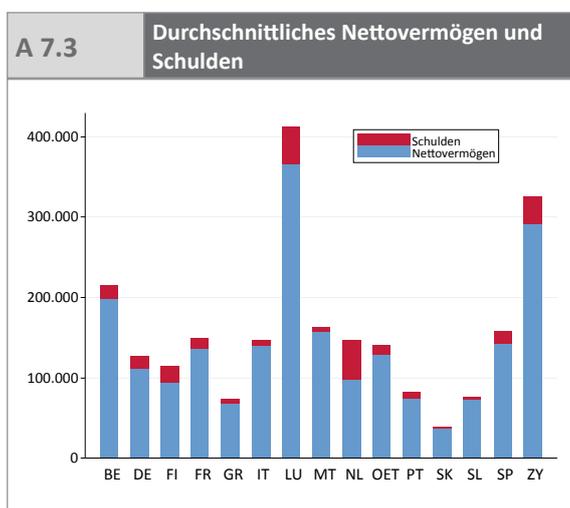
7.2 Zusammensetzung des Nettovermögens im internationalen Vergleich

Im Folgenden wird die detaillierte Zusammensetzung des Nettovermögens betrachtet. Mit dieser Möglichkeit zeigt sich der Vorteil des HFCS gegenüber anderen Datenquellen. Im Vergleich von Brutto- und Nettovermögen am Mittelwert ändert sich die Reihenfolge der Länder nicht. Luxemburg weist das größte mittlere Vermögen auf, während die Slowakei über das geringste Vermögen verfügt. Deutschland verfügt über ein mittleres Bruttovermögen von 126.147 Euro. Damit liegt der Wert vor Finnland, aber hinter Österreich. Betrachtet man jedoch die Verbindlichkeiten, so zeigt sich, dass der Mittelwert in den Niederlanden am größten ist. Dies unterstützt die Beobachtung, dass in den Niederlanden eine größere Zahl an Haushalten verschuldet ist. Der Wert für Deutschland liegt mit 14.890 vor Frankreich, aber hinter Spanien.

Das Bruttovermögen setzt sich wiederum aus Sachvermögen und Finanzvermögen zusammen, wie Abbildung 7.4 zeigt. Ebenso wie für das Bruttovermögen verfügen Haushalte in Luxemburg auch über das höchste mittlere Sachvermögen. Haushalte in der Slowakei verfügen über das geringste durchschnittliche Sachvermögen. Mit einem Wert von 97.468 Euro liegt das durchschnittliche Sachvermögen für Haushalte in Deutschland zwischen Finnland und den Niederlanden. Für das Finanzvermögen ergibt sich ein etwas differenziertes Bild. Über das größte durchschnittliche Finanzvermögen verfügen belgische Haushalte (64.149 Euro). Damit hat in Belgien das Finanz-

vermögen auch den im Vergleich größten Anteil am Bruttovermögen (29,8 Prozent). Den geringsten Wert findet man wiederum in der Slowakei (3.047 Euro). Deutschland liegt mit einem Wert von 28.679 Euro im Mittelfeld, dies entspricht 22,73 Prozent des Bruttovermögens. Es zeigt sich, dass, unabhängig vom Land, das Sachvermögen den größten Anteil am Bruttovermögen ausmacht. Es ist zu beobachten, dass in Ländern mit einem geringen Bruttovermögen wie Slowenien, Slowakei und Griechenland auch der Anteil des Finanzvermögens besonders gering ist. Dieses Bild zeigt sich auch in Zypern, wo ein hohes Vermögen vorhanden ist.

Das Sachvermögen setzt sich im Wesentlichen aus Immobilien und Betriebsvermögen zusammen. Fahrzeuge und Wertgegenstände spielen nur eine untergeordnete Rolle. In den Niederlanden sowie der Slowakei machen selbst genutzte Immobilien den größten Anteil am Sachvermögen aus (jeweils 83,21 Prozent). In Zypern ist dieser Anteil mit 39,77 Prozent am geringsten. In Deutschland liegt der mittlere Wert selbst genutzter Immobilien bei 51.433 Euro. Dies entspricht 52,77 Prozent des Sachvermögens und ist somit im Vergleich ein eher geringer Wert. Weitere Immobilien stellen besonders in Zypern und Luxemburg einen relativ großen Teil des Sachvermögens dar, während der Anteil dieser Kategorie in der Slowakei und den Niederlanden eher gering ist. In Deutschland verfügen Haushalte über sonstige Immobilien mit einem mittleren Wert von 26.452 Euro bzw. 27,14 Prozent des Sachvermögens. Damit liegt man im oberen Bereich der Stichprobe. Das Betriebsvermögen macht besonders in Zypern und Malta ei-

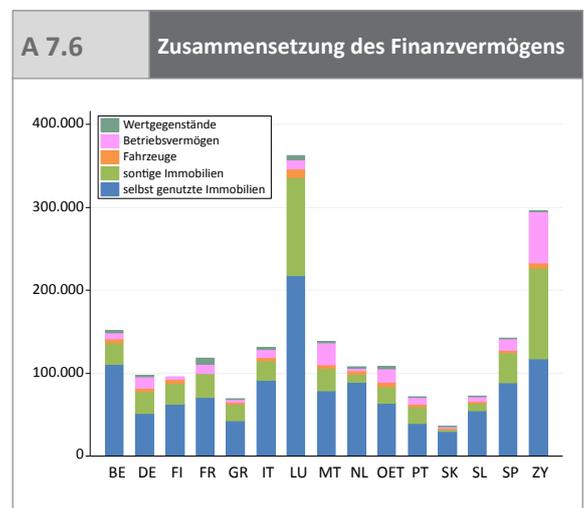
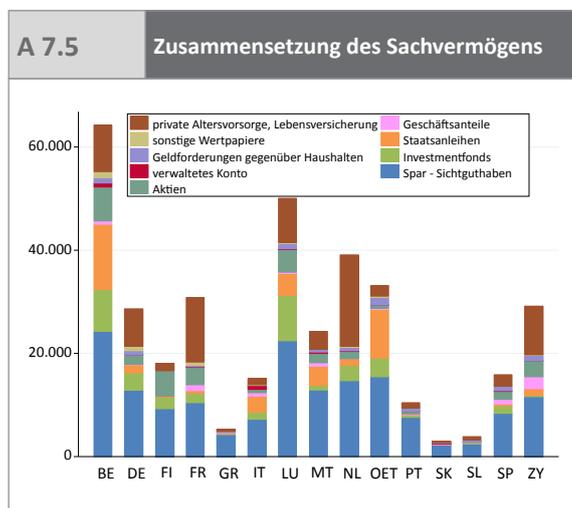


nen großen Teil am Sachvermögen aus. Einen auffällig niedrigen Anteil findet man in Luxemburg und den Niederlanden. In Deutschland findet man mit 14,37 Prozent einen vergleichsweise hohen Anteil des Betriebsvermögens. Fahrzeuge machen lediglich in der Slowakei, Österreich und Finnland einen Anteil von mehr als fünf Prozent aus. Wertgegenstände sind mit 6,18 Prozent lediglich in Frankreich von Bedeutung.

Das Finanzvermögen gliedert sich in neun Subgruppen auf. Die größten Anteile haben Sparguthaben, Wertpapiere verschiedener Klassen (inklusive Investmentfonds) sowie Altersvorsorge. Über das größte Finanzvermögen verfügen Belgien und Luxemburg. Dabei stellen Spar- und Sichtguthaben den größten Teil des Finanzvermögens dar. In der Slowakei sind dies 75,58 Prozent und somit der größte Anteil, während in Belgien lediglich 37,86 Prozent auf diese Kategorie verfallen. Deutschland liegt mit 45,18 Prozent im Mittelfeld. Auf Investmentfonds fällt mit 17,35 Prozent besonders in Luxemburg ein relativ großer Anteil. Daneben verfügen auch Belgien, Finnland und Deutschland über Anteile von mehr als zehn Prozent. Staatsanleihen machen mit 28,15 Prozent des Finanzvermögens in Österreich einen besonders großen Anteil aus. In Finnland ist dieser Wert mit unter einem Prozent dagegen am geringsten. Die Anteile von Staatsanleihen und Aktien am Finanzvermögen in Deutschland sind mit 5,57 und 5,96 Prozent sehr ähnlich. Beide sind im internationalen Vergleich eher gering bzw. im Mittelfeld. Dagegen ist der Anteil an Investmentfonds vergleichsweise hoch. In Finnland dagegen machen Aktien den im Vergleich größten Anteil aus (27,06

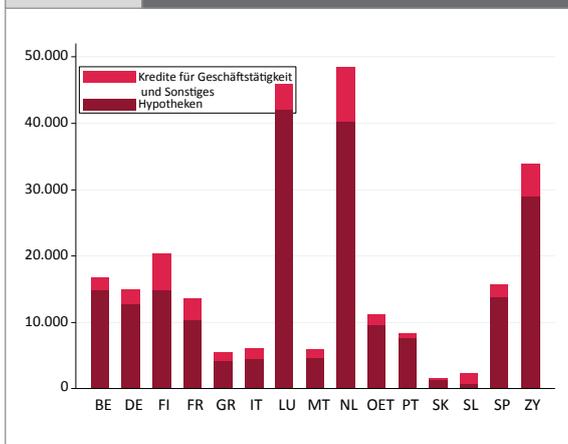
Prozent). In der Slowakei werden mit unter einem Prozent kaum Aktien gehalten. Die Anteile privater Altersvorsorge sowie Lebensversicherungen am Finanzvermögen schwanken von 6,38 Prozent in Österreich bis 45,08 Prozent in den Niederlanden. Der Anteil für Deutschland liegt bei 25,47 Prozent (7.306 Euro). Die mitunter großen Unterschiede in diesem Bereich sind zum Teil durch Unterschiede im Rentensystem bedingt. Geldforderungen gegenüber anderen Haushalten stellen einen eher informellen Teil des Finanzvermögens dar. Dieser ist mit einem Anteil von 8,11 Prozent in Slowenien am höchsten. Auch Länder wie Spanien und Portugal verfügen über einen vergleichsweise hohen Anteil. In Deutschland ist dieser mit 2,77 Prozent eher gering. Ebenfalls gering ist der Anteil von Geschäftsanteilen am Finanzvermögen (0,62 Prozent) in Deutschland. In Zypern liegt dieser bei 7,89 Prozent und macht den vergleichsweise höchsten Anteil aus.

Verbindlichkeiten und Schulden setzen sich im Wesentlichen aus Hypothekenkrediten und sonstigen Schulden zusammen. Das größte Verhältnis von Schulden zu Bruttovermögen (33,04 Prozent) sowie den höchsten Wert an Schulden findet man in den Niederlanden. Deutschland liegt mit einem Verhältnis von 11,8 Prozent im Durchschnitt. Teilt man die Schulden in ihre Komponenten auf, so zeigt sich, dass Hypothekenkredite den größten Anteil an Verbindlichkeiten ausmachen. Den im Vergleich größten Anteil findet man mit 92,49 Prozent in Portugal, gefolgt von Luxemburg. Slowenische Haushalte besitzen dagegen einen relativ geringen Anteil an Hypotheken von lediglich 34,05 Prozent. Deutschland liegt mit einem Anteil der



A 7.7

Zusammensetzung der Schulden



Hypotheken an den Schulden von 85,57 Prozent über dem Durchschnitt. Im Kontext von Immobilien ist es interessant, sich den Anteil des Immobilienvermögens anzusehen, welcher durch Hypotheken belastet ist. Dieser Wert schwankt zwischen 1,17 Prozent in Slowenien und 40,81 Prozent in den Niederlanden. Dort machen Immobilien auch den größten Teil am Sachvermögen aus. Der Wert für Deutschland liegt mit 16,36 Prozent wiederum über dem Durchschnitt.

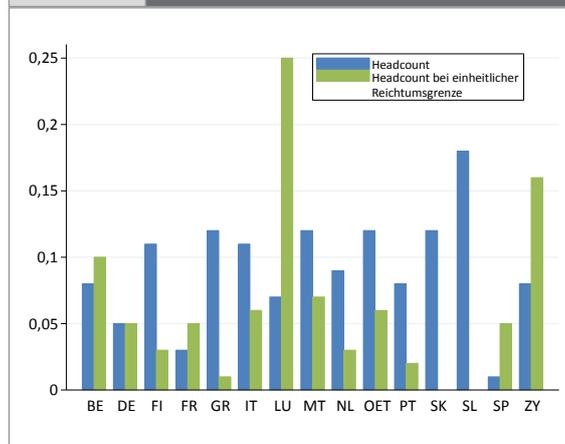
7.3. Spezielle Reichtumsmaße

7.3.1 „Headcount Ratio“

Ein einfaches Vermögensmaß ist der Anteil der Reichen an der Gesamtbevölkerung. Diese sogenannte „Headcount Ratio“ (HR) ist analog zur Armutsrisikoquote definiert. Dazu muss zunächst ein Schwellenwert bestimmt werden, ab dem ein Haushalt als vermögend gilt. Aufgrund der unterschiedlichen Lebensstandards in den beteiligten Ländern berechnen wir sowohl einen Schwellenwert für jedes einzelne Land, als auch einen ein-

A 7.8

Headcount Ratio (HR) für individuelle und einheitliche Schwellenwerte



heitlichen Schwellenwert, ab dem ein Haushalt als vermögend gilt. In unserer Analyse nutzen wir der Literatur folgend das Doppelte des Medianvermögens. Gemessen an dieser länderspezifischen Reichtumsgrenze weist Spanien mit 0,54 Prozent den geringsten Anteil vermögender Haushalte auf. Den größten Anteil gibt es mit 17,56 Prozent in Slowenien. Der Wert für Deutschland liegt mit 5,4 Prozent noch vor Frankreich, jedoch hinter Luxemburg. Nutzt man einen einheitlichen Schwellenwert für alle Länder, so ergibt sich ein deutlich anderes Bild. Die geringste HR findet sich mit dieser Spezifikation mit 0,07 Prozent in der Slowakei. Auch Länder wie Slowenien und Griechenland weisen einen Anteil vermögender Haushalte unter einem Prozent auf. Den größten Anteil vermögender Haushalte hat Luxemburg mit 24,53 Prozent, gefolgt von Zypern und Belgien. Der Wert für Deutschland ist mit 4,5 Prozent relativ nahe an der HR unter Nutzung einer länderspezifischen Reichtumsschwelle. Gegeben der unterschiedlichen Lebensstandards innerhalb der Stichprobe, sind die großen Abstände zwischen den einzelnen Ländern bei Nutzung einer einheitlichen Schwelle durchaus plausibel.

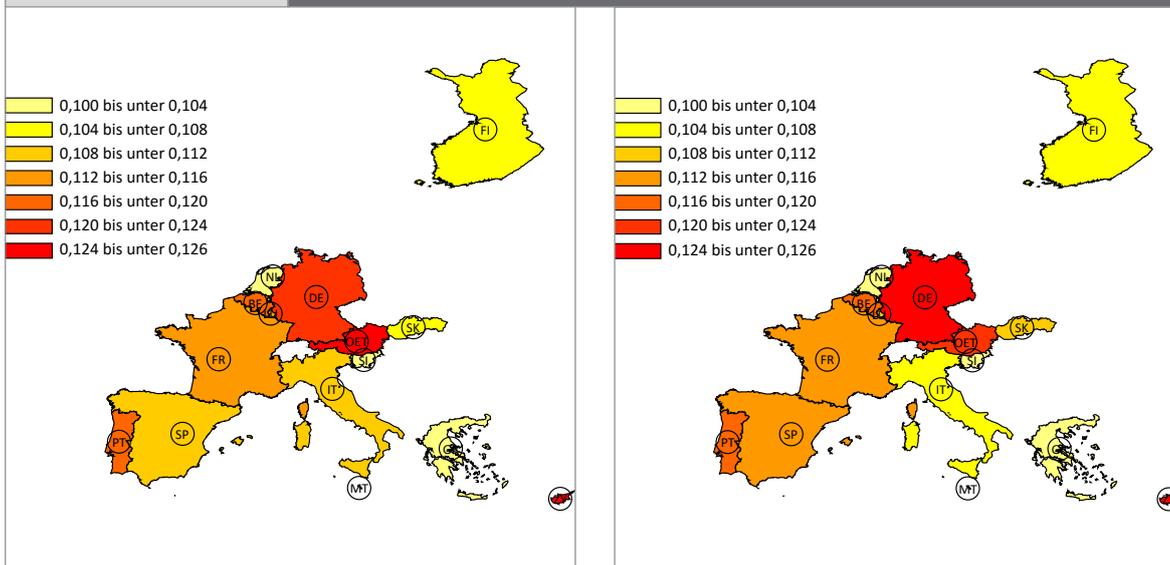
7.3.2 Eindimensionale Reichtungsmessung nach Peichl et al. (2010)

Die bisherige Messung von Reichtum beschränkte sich auf den Anteil der reichen Haushalte über einem Schwellenwert an der Gesamtbevölkerung. Ein wesentlicher Nachteil dieser Methode ist jedoch die Tatsache, dass damit keinerlei Aussagen über die Verteilung und Konzentration von Vermögen am oberen Rand der Verteilung getroffen werden können. Solange niemand seinen Status (reich oder nicht reich) ändert, bleibt das Reichtumsmaß konstant. Auch ein Transfer von Vermögen innerhalb der Gruppe von Reichen hat keinen Einfluss auf diese Statistik. Ein angemessenes Reichtumsmaß sollte also nicht nur die Anzahl der reichen Haushalte, sondern auch die Intensität des Reichtums berücksichtigen. Zur Entwicklung eines solchen Maßes für Reichtum kann man sich an der Messung von Armut orientieren. Foster, Greer und Thorbecke (1984) entwickelten eine Klasse von Armutmaßen mit verschiedenen, praktischen Eigenschaften, die sogenannten FGT Indices. Analog dazu, definieren Peichl et al. (2010) entsprechende Reichtumsmaße. Diese unterteilen sich in konkave und konvexe Maße (in Abhängigkeit des zugrundeliegenden Transferaxioms). Ein höherer Wert bedeutet jeweils höheren Reichtum. Das konkave Maß verringert sich bei einem Transfer von einem sehr reichen Haushalt zu einem weniger vermögenden Haushalt innerhalb der Gruppe der Reichen. Das konvexe Maß hat die gegenteilige Eigenschaft. Daher misst das konkave Maß eher die Gleichverteilung von Vermögen innerhalb der Gruppe der reichen Haushalte. Das konvexe Maß hingegen misst die Konzentration von Reichtum im oberen Bereich der Gruppe der reichen Haushalte. Für höhere Werte dieses Maßes ist das Vermögen eher auf eine kleinere Gruppe an Haushalten verteilt. Welches Maß genutzt werden soll, ist letztlich eine normative Frage. Wir

beschreiben beide Maße, nutzen aber hauptsächlich das konkave Maß, da es auf „Eins“ normiert werden kann und somit eine bessere Interpretation und Vergleichbarkeit als beim konvexen Maß gegeben ist. Zur Definition eines reichen Haushalts wird, analog zum Anteil der reichen Haushalte an der Gesamtbevölkerung, ein Schwellenwert ρ festgelegt. Darüber hinaus verfügen beide Reichtumsmaße über einen Sensitivitätsparameter (α für das konvexe Maß, β für das konkave Maß). Das konkave Maß beschreibt mit $\beta = 1$ die prozentuale Überschreitung des Schwellenwerts relativ zum eigenen Vermögen des Haushalts (Peichl et al., 2010):

$$R_{\beta}^{FGT, T1} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(1 - \left(\frac{\rho}{x_i} \right)^{\beta} \right)_+ \quad \left| \quad \beta > 0 \right.$$

Bei einem beispielhaften Schwellenwert (Reichtumsgrenze) von 100 Euro und einem Haushaltsvermögen von 120 Euro hat das konkave Maß somit einen Wert von 16,67 Prozent für einen Haushalt mit einem Vermögen von 120 Euro und einer Reichtumsgrenze von 100 Euro. Das Vermögen des Haushalts oberhalb der Reichtumsgrenze beläuft sich damit auf 16,67 Prozent des Gesamtvermögens dieses Haushaltes. Zur Berechnung des Maßes wird über Werte für alle Haushalte oberhalb der Reichtumsgrenze der Durchschnitt gebildet. Führt man nun zwei weitere Haushalte mit einem Vermögen von 140 bzw. 180 Euro ein, so ergibt sich ein Wert für das konkave Maß von 29,89 Prozent. Damit beläuft sich das Vermögen reicher Haushalte, welches oberhalb der Reichtumsgrenze liegt, auf durchschnittlich 29,89 Prozent des Gesamtvermögens eines Haushalts. Transferiert man nun einen Teil des Vermögens (z. B. 15 Euro) des reichsten Haushalts zu dem Haushalt mit dem niedrigsten Vermögen oberhalb der Reichtumsgrenze, so ergibt sich eine Vermögensverteilung



von (135, 140, 165).⁸⁶ Dies ergibt ein konkaves Maß von 31,29 Prozent. Der Wert ist im Vergleich zur ursprünglichen Verteilung also gestiegen, da die Vermögen oberhalb des Schwellenwerts gleicher verteilt sind.

Das konvexe Maß gibt mit $\alpha = 1$ die Überschreitung des Schwellenwerts relativ zu diesem (ρ) an:

$$R_{\alpha}^{FGT, T2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\left(\frac{x_i - \rho}{\rho} \right)_+ \right)^{\alpha} \quad \left| \quad \alpha \geq 1 \right.$$

Für diese Parameterwahl und unser einfaches Beispiel ergibt sich damit für $\rho=100$ und ein Vermögen von 120 Euro ein konvexes Maß von 20 Prozent. Das Vermögen oberhalb der Reichtumsgrenze beläuft sich demnach auf 20 Prozent des Schwellenwerts. Für drei Haushalte mit einer Vermögensverteilung (120, 140, 180) ergibt sich somit ein konvexes Maß von 46,67 Prozent. D.h. das Vermögen der reichen Haushalte, welches oberhalb der Reichtumsgrenze liegt, beträgt durchschnittlich 46,67 Prozent. Aus der Formel ist zu erkennen, dass sich für $\alpha=1$ der Wert des konvexen Maßes bei einer Umverteilung des Vermögens nicht ändert, da lediglich der Durchschnitt über das relative Vermögen oberhalb des Schwellenwertes gebildet wird. Dies ist erst für höhere Werte von α der Fall.

Das konvexe Maß mit einem Parameterwert von $\alpha = 1$ gibt den größten Wert für Zypern (39,6 Prozent) und den niedrigsten für Slowenien (11,9 Prozent) an. Damit ist das Vermögen der reichen Haushalte Zyperns im Durchschnitt 39,6 Prozent höher als die länderspezifische Reichtumsgrenze ρ . Deutschland liegt mit 38 Prozent auf dem zweiten Platz.⁸⁷

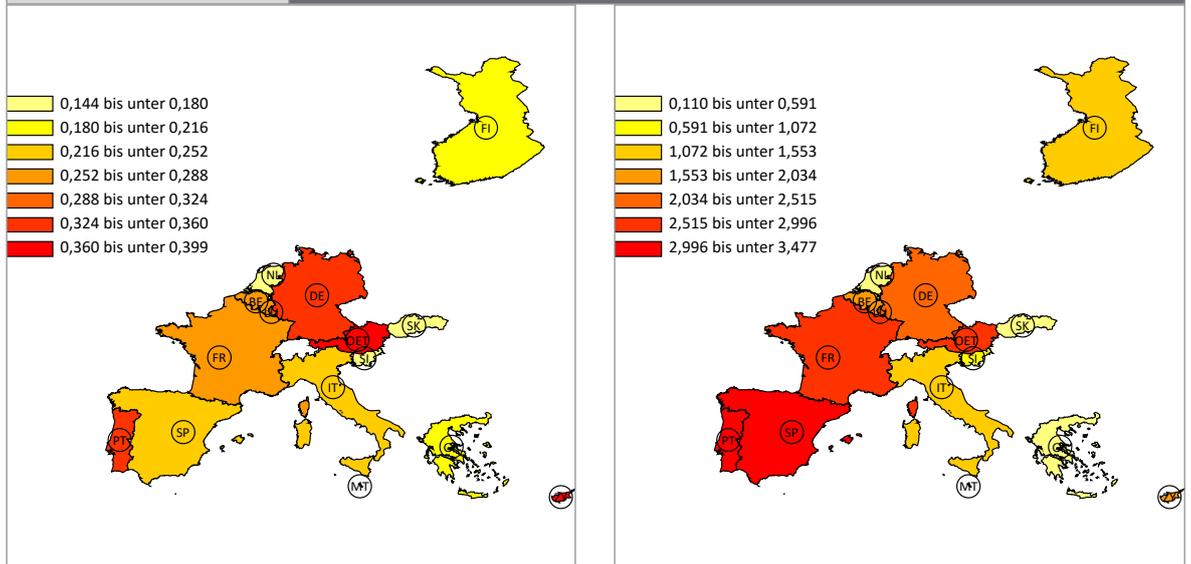
Für das konkave Maß ergibt sich ein ähnliches Bild. Slowenien hat für alle Parameter den niedrigsten Wert. Den höchsten Wert hat jeweils Zypern. Dieser liegt für $\beta = 1$ bei 9,4 Prozent. Das Vermögen der reichen Haushalte, welches oberhalb des Schwellenwerts liegt, beläuft sich demnach auf durchschnittlich 9,4 Prozent des Gesamtvermögens. Deutschland liegt mit einem Wert von 8,8 Prozent auf dem dritten Platz. In Slowenien liegt der Anteil bei 6 Prozent. Für höhere Werte von Beta erhöhen sich ebenfalls die Werte des Reichtumsmaßes, jedoch bleibt das Gesamtbild konstant.

87 Für höhere Werte von α ändert sich die Reihenfolge der Länder. Spanien und Portugal haben bei dieser Spezifikation den höchsten Wert, während Slowenien jedoch auf dem letzten Platz bleibt. Diese lassen sich jedoch nicht mehr als prozentuale Abweichungen interpretieren.

86 Wichtig ist hierbei, dass sich die Reihenfolge der Vermögen durch den Transfer nicht ändert.

A 7.10

Konvexe eindimensionale Vermögensmaße für $\beta=1$ (links) und $\beta=2$ (rechts)



7.3.3 Gemeinsame Verteilung von Einkommen und Vermögen im internationalen Vergleich

Zusammenhang zwischen Vermögen und Einkommen

Eine tatsächliche Kausalität zwischen Einkommen und Vermögen lässt sich nur bei einer langfristigen Betrachtung feststellen. In Bezug auf Reichtum ist es nichtsdestotrotz aufschlussreich, den Zusammenhang zwischen Einkommen und Vermögen zu betrachten. Ein erster Indikator dafür ist die Korrelation dieser beiden Variablen. Dabei betrachten wir sowohl die Korrelation der Werte an sich, als auch der Ränge innerhalb der Verteilung. Dies erfolgt Anhand des sogenannten Spearman-Rangkorrelationskoeffizienten. Im Unterschied zum einfachen Korrelationskoeffizienten werden hier nicht die Vermögen an sich betrachtet, sondern der Rang innerhalb der Verteilung gebildet. Über diese Ränge wird dann die Korrelation berechnet.

Die stärkste Korrelation von Einkommen und Vermögen, gemessen am Standard- Korrelationskoeffizienten liegt mit 0,534 in Finnland vor. Der geringste Wert findet sich mit 0,179 in Belgien. Deutschland liegt mit einem Wert von 0,365 im Mittelfeld. Betrachtet man stattdessen die Spearman-Rangkorrelation, so ergibt sich ein anderes Bild. Die höchsten Werte finden sich in Spanien (0,56), Frankreich (0,556) und Deutschland (0,527), während sich die niedrigste Korrelation mit 0,195 in der Slowakei findet. Die Wahrschein-

lichkeit, dass Haushalte mit einem hohen Vermögen in Deutschland auch ein hohes Einkommen haben, ist daher im Vergleich mit anderen Ländern hoch.

T 7.3

Korrelationen zwischen Einkommen und Vermögen

Land	Korrelation	Spearman Rangkorrelation
Belgien	0,179	0,396
Deutschland	0,365	0,527
Finnland	0,534	0,339
Frankreich	0,524	0,556
Griechenland	0,329	0,283
Italien	0,504	0,474
Luxemburg	0,427	0,487
Malta	0,189	0,304
Niederlande	0,243	0,213
Österreich	0,276	0,316
Portugal	0,413	0,373
Slowakei	0,284	0,195
Slowenien	0,231	0,232
Spanien	0,216	0,560
Zypern	0,334	0,475

Datenquelle: HFCS; eigene Berechnungen

Mehrdimensionale Reichtungsmessung nach Peichl und Pestel (2013)

Um weiter auf den Aspekt der Reichtungsmessung einzugehen, betrachten wir den Zusammenhang von Einkommen und Vermögen. Dazu bedienen wir uns einer Weiterentwicklung der oben beschriebenen einfachen Methode der Reichtungsmessung von Peichl und Pestel (2013). Diese kombiniert die Messung von Wohlstand in mehreren Dimensionen, in unserem Fall Einkommen und Vermögen. In diesem Fall werden zwei Schwellenwerte zur Abgrenzung wohlhabender Haushalte festgelegt. Speziell die letzte Gruppe von Haushalten mit Wohlstand sowohl in Einkommen als auch in Vermögen stellt den oberen Rand der Verteilung von Reichtum dar. Die Formeln zur Berechnung finden sich im Anhang.

Gemessen am konvexen Maß haben Österreich (0,399), Zypern (0,388) und Deutschland (0,381) die höchsten Werte für Reichtum in Vermögen und Einkommen, verglichen mit den übrigen Ländern der Stichprobe. Slowenien liegt wiederum auf dem letzten Platz. Für höhere Werte des Parameters α ändert sich das Ergebnis. Die höchsten Werte finden sich nun in Spanien (10,452), Portugal (8,331) und Deutschland (5,595). Deutschland ist damit als einziges Land konstant im oberen Bereich der Verteilung des Maßes.

Zieht man stattdessen das konkave Maß zur Messung von Reichtum in Einkommen und Vermögen heran, so sind für $\beta = 1$ wiederum Zypern (9,2 Prozent), Deutschland (8,8 Prozent) und Österreich (8,8 Prozent) die Länder mit den höchsten Werten. Dies bleibt auch für höhere Werte des Parameters Beta der Fall. Das geringste Reichtumsmaß hat Slowenien bzw. die Slowakei.

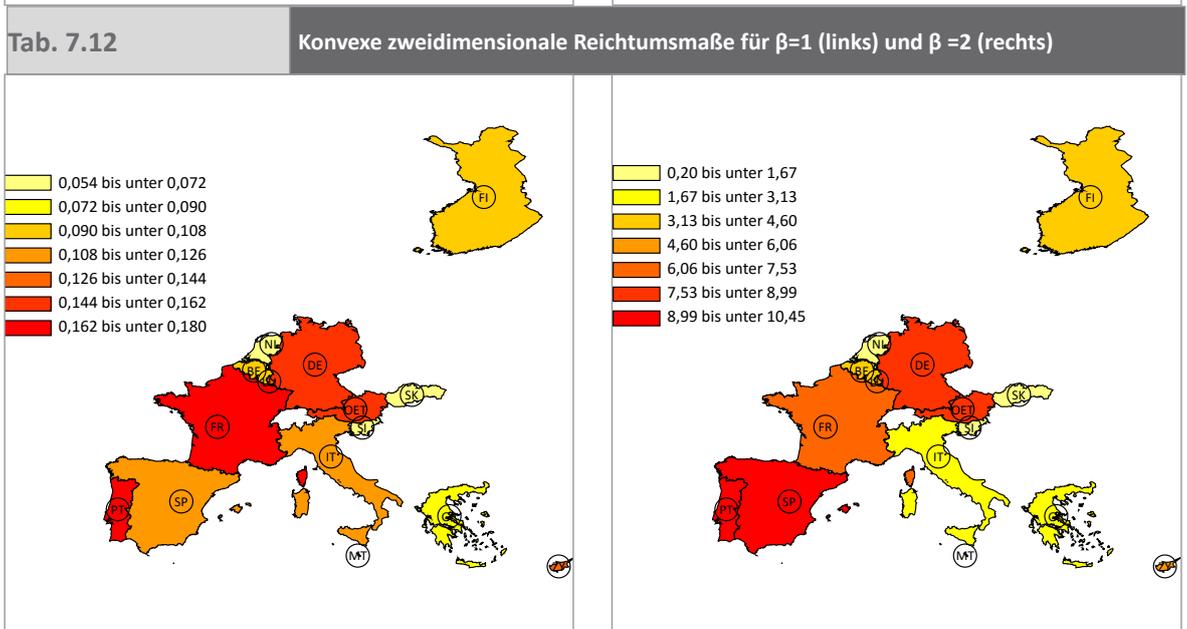
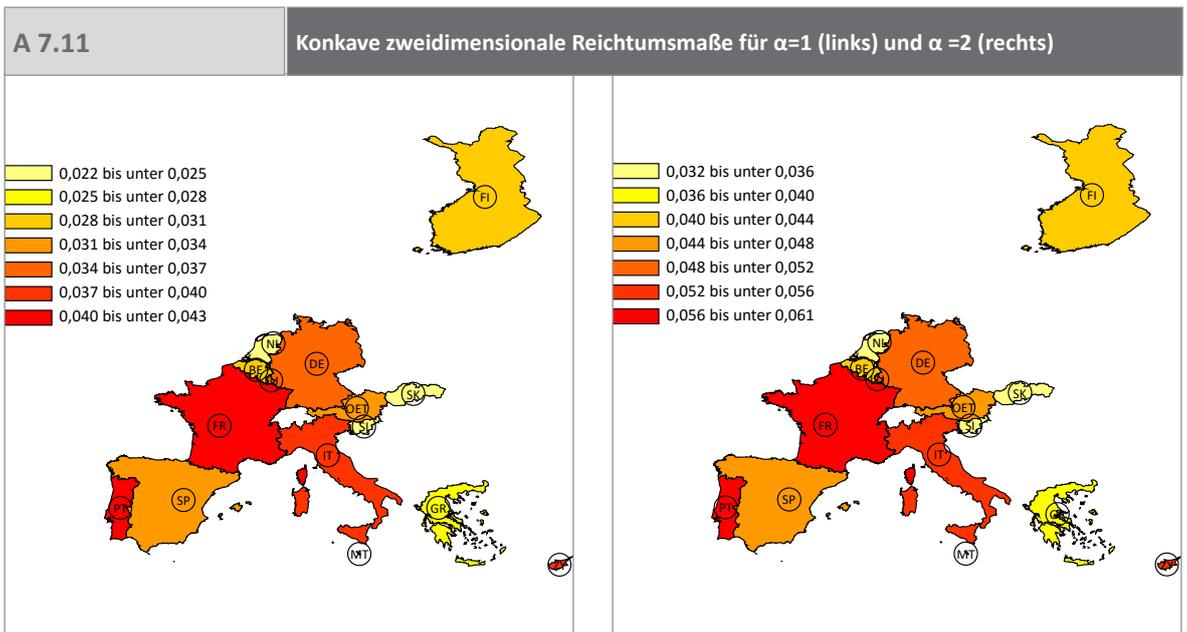
7.4 Vergleich mit weiteren Vermögensstudien

Da das HFCS einen neuen Datensatz darstellt, ist es aufschlussreich, diesen mit bereits vorhandenen Vermögensstudien zu vergleichen. Dabei beziehen wir uns auf drei regelmäßig erscheinende Berichte: Erstens den Allianz Global Wealth Report, zweitens den Capgemini World Wealth Report und drittens den Global Wealth Report.

Im Allianz Global Wealth Report werden Fakten zur Entwicklung und Verteilung der Geldvermögen privater Haushalte in 52 Ländern dargelegt. Diese Länder repräsentieren laut Angaben der Autoren gemeinsam ungefähr 90 Prozent des globalen BIP und 69 Prozent der Weltbevölkerung. Für 39 Länder dieser Auswahl konnten die Verfasser auf Vermögensbilanzen zurückgreifen. In den übrigen 13 Ländern schätzten sie die Geldvermögen der privaten Haushalte auf der Basis von Daten aus Haushaltsumfragen, Bankstatistiken, Daten zum Aktien- und Bondvermögen sowie mit Angaben über versicherungstechnische Rückstellungen.

Auf Grundlage dieser Daten stellen die Autoren fest, dass das globale Brutto-Geldvermögen im Jahr 2012 um 8 Prozent im Vergleich zum Vorjahreswert stieg, wobei sie die gewichtige Rolle von Kapitalmarktneinnahmen gesondert herausstellen. In allen untersuchten Regionen stiegen die Geldvermögen, wobei diese auf die verschiedenen Regionen und Länder äußerst ungleich verteilt sind: Während der Großteil des internationalen Vermögens in den USA, Westeuropa und Asien angesiedelt ist, stellen Lateinamerika und Osteuropa nur kleine Anteile an den globalen Geldmitteln. Die Verfasser stellen des Weiteren ein niedrigeres Schuldenwachstum im Vergleich zu vorhergehenden Jahren fest.

Im Allianz Global Wealth Report wird auch auf erste Ergebnisse, die auf Grundlage der HFCS-Daten basieren und zuerst in einer Studie des Household Finance and Consumption Networks (2013b) präsentiert wurden, Bezug genommen: Diese Untersuchungen über mittlere Vermögenswerte in der Eurozone lösten kurz nach der Veröffentlichung ein großes mediales Echo in Deutschland und dem Rest Europas aus: So wurde vor allem der Befund höherer Medianvermögenswerte für südeuropäische Länder wie Griechenland, Spanien und Italien im Vergleich zu Deutschland oftmals in Artikeln kommentiert. Die Autoren des Allianz Vermögensreports verweisen nun auf eine Reihe an methodischer Entscheidungen der betrachteten Studie und charakterisieren diese als für das Untersuchungsobjekt nicht angebracht. So kritisieren sie beispielsweise die Wahl von Haushalten als Untersuchungseinheiten und stellen diesem Pro-Kopfvermögenswerte gegenüber. Dies wird im Rahmen dieses Gutachtens berücksichtigt, indem wir die Haushaltsgröße in die Analyse einbezogen. Des Weiteren wird die das Medianvermögen als prob-



lematisches Maß eingeschätzt, da deutsche Haushalte im Vergleich zu den Haushalten in anderen Ländern deutlich seltener über Immobilienbesitz verfügen. Eine größere Anzahl an Werten gleich Null führe zu einer Verzerrung des Medianwerts nach unten. Diesem lässt sich jedoch gegenüberstellen, dass eben dies die Verteilung von Vermögenswerten in Deutschland und den übrigen Ländern der Eurozone korrekt abbildet. Ebenfalls wird die Qualität des HFCS Datensatzes an sich als bedenklich eingestuft, da er auf Umfragen basiere und so notwendigerweise kein repräsentatives Abbild liefern könne. Im Vergleich mit EU-SILC

Daten haben erste Auswertungen der EZB jedoch eine hinreichende Vergleichbarkeit mit anderen Datensätzen gezeigt (HFCS, 2013a).

Ihre eigenen Berechnungen ergeben nun, dass Deutschland im europäischen Vergleich einen mittleren Rang einnimmt, wenn man die durchschnittlichen Geldvermögen betrachtet. Allerdings berechnen sie für Deutschland höhere Werte als für die obig erwähnten südeuropäischen Länder – Griechenland, Portugal und Spanien.

Im Vergleich zum Allianz Global Wealth Report, der Geldvermögen aller privaten Haushalte in 52 Ländern betrachtet, konzentriert sich der Capgemini World Wealth Report auf „Superreiche“.⁸⁸ Unter diese Kategorie, die in der Studie als „high net worth individuals“ (HNWI) bezeichnet werden, fallen laut Definition der Autoren alle Personen, die über ein Investitionsvermögen von mindestens einer Million US-Dollar verfügen. Aus dieser Vermögensdefinition sind bewohnte Immobilien, Sammlerstücke wie beispielsweise Kunstwerke, Konsum- sowie Gebrauchsgüter ausgeschlossen.

Für ihre Untersuchung führte Capgemini in Kooperation mit Scorpio Partnership eine eigene Erhebung in dieser Gruppe durch: Insgesamt wurden 4400 HNWI aus 21 Ländern und fünf Regionen zu ihren Vermögen, ihren Investitionspräferenzen und -verhaltensweisen befragt. Die Verfasser beschreiben, dass die Gruppe der HNWI im Jahr 2012 stark angewachsen ist, wobei in Nordamerika und Asien sowohl die höchsten Wachstumsraten, als auch die höchsten absoluten Anzahlen an HNWI anzutreffen waren. Die Studie schätzt die Gesamtzahl der HNWI auf 12 Millionen, von denen jeweils ungefähr 3,5 Millionen in Nordamerika und Asien leben. Des Weiteren stellen die Verfasser des Reportes noch die Ergebnisse ihrer Befragungen zu Investitionspräferenzen und typischen Investitionsentscheidungen innerhalb der Gruppe der ‚Superreichen‘ dar. Es ist ebenfalls eine Darstellung der Entwicklung des Kunstmarktes enthalten.

88 Derartige von Investmentbanken, professionellen Vermögensverwaltern und Unternehmensberatungen publizierte Reichtumsberichte entsprechen hinsichtlich ihrer Datengrundlage und den verwendeten Methoden oftmals nicht wissenschaftlichen Kriterien. Insbesondere dem Anspruch an eine externe Überprüfbarkeit der Ergebnisse durch Einblick in das verwendete Datenmaterial und die Methodik wird i.d.R. nicht Rechnung getragen.

Ähnlich wie der Allianz Vermögensreport, zielt der Credit Suisse Global Wealth Report auf eine Darstellung der kompletten Vermögensverhältnisse und deren Verteilung innerhalb und zwischen Ländern und Regionen ab. Dabei beruhen die Untersuchungen auf einem aufwendig zusammengestellten Datensatz, welcher in einer begleitend erscheinenden Veröffentlichung mit dem Namen Global Wealth Databook näher beschrieben wird. Für insgesamt 31 Länder hatten die Autoren Zugriff auf Vermögensdaten auf dem Mikrolevel. Für eine Vielzahl anderer Länder wurden auf Basis von geschätzten Distributionen, die hauptsächlich auf regionalen Durchschnittsdaten basierten, Vermögensverteilungen berechnet. Neben einer ausführlichen Darstellung von regionalen Unterschieden in den Vermögensausmaßen, deren Konzentration und einer ausführlichen Darstellung der Vermögenssituation für 16 Länder, wird auch in diesem Report ein Vergleich mit den vom HFCN auf Basis des HFCS berechneten Ergebnissen angestellt. Für eine bessere Vergleichbarkeit mit den eigenen Werten, rechneten sie die HFCN Ergebnisse vom Haushaltslevel auf Vermögenswerte pro Erwachsenen um.

Auch zwischen den Ergebnissen des Credit Suisse Vermögensreports und den auf dem HFCS-Datensatz basierenden Zahlen bestehen teils gewichtige Unterschiede: So sind besonders für die Länder, die in der HFCN Studie die höchsten Werte aufweisen (Malta, Zypern und Luxemburg), starke Abweichungen zu beobachten. Die Autoren berechnen für Zypern und Malta Werte, die nur bei einem Drittel der von der HFCN-Studie berechneten Ergebnisse liegt. Für Luxemburg liegt der HFCN-Wert ebenfalls noch um 50 Prozent über den Ergebnissen der Credit Suisse-Studie. Für alle anderen Länder bestehen zwar auch Unterschiede, die relativen Positionen zwischen den Ländern im Ranking der reichsten europäischen Länder variiert allerdings kaum.

Grundsätzlich wird der HFCS-Datensatz als eine willkommene Erweiterung im Bereich der Vermögensdaten angesehen. Laut der hier aufgeführten Berichte sei die Datenqualität aber speziell für Malta, Zypern und Luxemburg problematisch. Dies wird allerdings vorwiegend auf anfängliche Probleme zurückgeführt, da in den erwähnten Ländern noch nicht sehr häufig umfragebasierte Erhebungen im Bereich der Vermögensforschung durchgeführt wurden.

7.5 Fazit

Unter Verwendung des HFCS konnte das Nettovermögen deutscher Haushalte detailliert betrachtet und in einen internationalen Vergleich gesetzt werden. Die Analyse zeigt, dass das mittlere Vermögen der Haushalte pro Erwachsener in Deutschland, im Vergleich mit anderen Ländern der Eurozone, eher im unteren Bereich anzusiedeln ist. Sowohl direkte Nachbarländer wie Frankreich und Belgien, aber auch Spanien verfügen über ein höheres Nettovermögen. Darüber hinaus findet man für das Nettovermögen der Haushalte in Deutschland ein überdurchschnittlich großes Verhältnis von Mittelwert zu Median, was auf eine schiefe Verteilung hindeutet. Eine relativ gesehene, große Vermögensungleichheit in Deutschland zeigt sich durch einen hohen Gini-Koeffizienten ebenso wie durch die Betrachtung der Vermögensperzentile. Hier weist Deutschland im internationalen Vergleich besonders im unteren Bereich der Verteilung niedrige Werte auf, während sie im oberen Bereich stark ansteigen. Der detaillierte internationale Vergleich der einzelnen Komponenten des Nettovermögens bietet wenig Auffälligkeiten für Deutschland. Selbst genutzte Immobilien stellen

jedoch einen im Vergleich geringen Teil des Sachvermögens dar. Der Anteil der gesamten Immobilien, welcher durch Hypothekenkredite belastet wird, ist im internationalen Vergleich eher hoch. Aktien und Staatsanleihen spielen in Deutschland als Anteil des Finanzvermögens eine eher geringe Rolle, während Investmentfonds eine beliebtere Vermögensklasse sind.

Die spezielle Analyse der Gruppe von reichen Haushalten beinhaltet sowohl die eindimensionale Betrachtung von Vermögen, als auch die gemeinsame Reichtumsanalyse von Einkommen und Vermögen. Erstere beginnt mit der Anzahl an Haushalten oberhalb des Schwellenwertes zur Reichtumsmessung. Dieser Anteil vermögender Haushalte ist in Deutschland eher gering, allerdings verfügen die reichen Haushalte im internationalen Vergleich über ein relativ großes Vermögen. Das Vermögen oberhalb des Schwellenwertes reicher Haushalte in Deutschland relativ zum eigenen Vermögen liegt bei 8,8 Prozent. Gemessen an dem relativen Wert zur Reichtumsgrenze, liegt dieses sogar bei 38 Prozent. Es lässt sich daher festhalten, dass sich Vermögen in Deutschland auf eine vergleichsweise kleine Gruppe konzentriert. Die gemeinsame Analyse von Einkommen und Vermögen zeigt eine relativ starke Korrelation der Einkommen und Vermögen in Deutschland. Die speziellen Reichtumsmaße für Einkommen und Vermögen zeigen, dass Deutschland in beiden Dimensionen zu den Ländern mit den höchsten Werten zählt. Somit finden sich im Vergleich zur eindimensionalen Analyse des Reichtums im Vermögen ähnliche Ergebnisse.

7.6 Ergänzende Materialien zu Kapitel 7

- M1 Stichprobenanteil und Maximalwerte
- M2 Durchschnitts- und Medianvermögen
- M3 Zusammensetzung des Nettovermögens
- M4 Vermögensperzentile
- M5 Zusammensetzung des Bruttovermögens
- M6 Zusammensetzung des Sachvermögens
- M7 Zusammensetzung des Finanzvermögens
- M8 Zusammensetzung der Schulden
- M9 Headcount Ratio (HR) für individuelle und einheitliche Schwellenwerte
- M10 Eindimensionale Reichtumsmaße für Vermögen
- M11 Zweidimensionale Reichtumsmaße für Einkommen und Vermögen

Alle Tabellen basieren auf eigenen Auswertungen des HFCS

	M1 Stichprobenanteil und Maximalwerte									
	Nettovermögen		Bruttovermögen		Sachvermögen		Finanzvermögen		Schulden	
	>0	Maximum in Mio Euro	>0	Maximum in Mio Euro	>0	Maximum in Mio Euro	>0	Maximum in Mio Euro	>0	Maximum in Mio Euro
Belgien	95,5%	6,6	97,5%	6,6	89,8%	5,2	96,2%	3,8	42,9%	0,5
Deutschland	93,6%	38,2	98,6%	38,2	86,8%	31,4	97,5%	6,8	49,7%	1,8
Finnland	91,4%	14,7	100,0%	14,8	90,1%	5,6	100,0%	12,8	65,4%	1,4
Frankreich	97,4%	29,1	100,0%	29,1	100,0%	26,6	99,1%	27,2	46,1%	1,1
Griechenland	93,6%	5,9	96,3%	5,9	90,8%	5,1	74,7%	0,8	37,7%	0,2
Italien	97,6%	13,1	98,7%	13,1	97,8%	13,0	82,9%	2,0	22,6%	0,6
Luxemburg	96,6%	16,7	99,8%	16,7	94,7%	16,5	98,5%	2,1	61,0%	1,5
Malta	98,2%	7,6	98,9%	7,7	94,2%	7,7	96,6%	6,9	31,7%	0,2
Niederlande	92,9%	2,2	99,3%	2,3	94,5%	2,2	96,9%	1,9	68,1%	0,8
Österreich	94,5%	9,6	99,0%	9,6	85,7%	9,0	97,3%	2,5	34,0%	0,6
Portugal	95,5%	12,3	97,8%	12,3	87,3%	12,1	94,1%	1,5	36,0%	0,2
Slowakei	96,8%	0,6	98,8%	0,6	91,2%	0,5	92,9%	0,1	30,7%	0,1
Slowenien	96,2%	0,7	98,3%	0,7	96,5%	0,6	87,5%	0,1	40,2%	0,0
Spanien	97,6%	200,6	99,5%	200,6	96,3%	195,7	96,1%	17,6	39,6%	5,3
Zypern	94,3%	17,2	98,5%	17,2	97,6%	16,9	89,6%	1,8	74,7%	1,2

Datenquelle: HFCS; eigene Berechnungen

M2 Durchschnitts- und Medianvermögen

Land	Durchschnitts vermögen	Median vermögen	Verhältnis
Belgien	198.625	108.503	1,83
Deutschland	111.257	30.340	3,67
Finnland	93.639	54.172	1,73
Frankreich	135.954	64.882	2,10
Griechenland	68.897	47.500	1,45
Italien	140.521	82.785	1,70
Luxemburg	366.687	206.992	1,77
Malta	156.857	92.735	1,69
Niederlande	98.283	55.189	1,78
Österreich	129.94	41.856	3,10
Portugal	74.007	34.000	2,18
Slowakei	37.617	27.695	1,36
Slowenien	73.381	50.017	1,47
Spanien	142.532	87.652	1,63
Zypern	291.242	130.728	2,23

Datenquelle: HFCS; eigene Berechnungen

M3 Zusammensetzung des Nettovermögens

Land	Netto vermögen	Brutto vermögen	Schulden
Belgien	198.625	215.296	16.671
Deutschland	111.257	126.147	14.890
Finnland	93.639	113.919	20.280
Frankreich	135.954	149.547	13.594
Griechenland	68.897	74.314	5.417
Italien	140.521	146.620	6.099
Luxemburg	366.687	412.618	45.931
Malta	156.857	162.742	5.885
Niederlande	98.283	146.782	48.499
Österreich	129.940	141.100	11.159
Portugal	74.007	82.317	8.309
Slowakei	37.617	39.198	1.581
Slowenien	73.381	75.578	2.196
Spanien	142.532	158.273	15.741
Zypern	291.242	325.229	33.986

Datenquelle: HFCS; eigene Berechnungen

M4 Vermögensperzentile

Land	P10	P20	P30	P40	P50	P60	P70	P80	P90
Belgien	2.180	13.793	42.94	78.515	108.503	144.493	197.800	271.191	426.000
Deutschland	60	2.600	7.925	16.750	30.340	55.000	92.500	145.250	255.000
Finnland	-307	2.250	9.679	29.423	54.172	79.114	108.693	149.418	228.128
Frankreich	1.181	4.053	11.730	33.716	64.882	99.368	138.853	195.980	301.763
Griechenland	1.000	8.285	21.770	34.261	47.500	61.167	80.000	106.000	154.000
Italien	2.667	9.683	30.000	56.650	82.785	108.750	146.750	201.000	306.500
Luxemburg	3.250	21.579	64.308	132.600	206.992	268.027	354.500	473.776	716.053
Malta	7.872	31.300	52.378	74.681	92.735	122.406	150.435	195.312	353.305
Niederlande	-1.800	4.991	14.170	31.752	55.189	80.503	117.538	173.981	253.897
Österreich	530	4.364	10.150	21.289	41.856	72.650	109.915	164.362	282.993
Portugal	625	4.640	13.958	23.237	34.000	46.563	62.997	90.650	150.000
Slowakei	5.679	12.860	17.545	21.800	27.695	33.981	40.941	53.397	76.550
Slowenien	3.200	13.533	22.500	35.062	50.017	62.750	79.539	120.229	207.026
Spanien	3.000	25.541	45.714	64.584	87.652	110.182	140.864	194.621	300.506
Zypern	3.346	30.000	63.512	90.625	130.728	169.229	239.992	346.099	615.055

Datenquelle: HFCS; eigene Berechnungen

M5

Zusammensetzung des Bruttovermögens

Land	Bruttovermögen	Sachvermögen	Sachvermögen %	Finanzvermögen	Finanzvermögen %
Belgien	215.296	151.146	70,20	64.149	29,80
Deutschland	126.147	97.468	77,27	28.679	22,73
Finnland	113.919	95.793	84,09	18.126	15,91
Frankreich	149.547	118.765	79,42	30.783	20,58
Griechenland	74.314	69.014	92,87	5.300	7,13
Italien	146.62	131.447	89,65	15.173	10,35
Luxemburg	412.618	362.572	87,87	50.045	12,13
Malta	162.742	138.472	85,09	24.271	14,91
Niederlande	146.782	107.745	73,40	39.037	26,60
Österreich	141.100	107.898	76,47	33.202	23,53
Portugal	82.317	71.870	87,31	10.446	12,69
Slowakei	39.198	36.151	92,23	3.047	7,77
Slowenien	75.578	71.737	94,92	3.840	5,08
Spanien	158.273	142.353	89,94	15.921	10,06
Zypern	325.229	296.094	91,04	29.134	8,96

Datenquelle: HFCS; eigene Berechnungen

M6

Zusammensetzung des Sachvermögens

Land	Sachvermögen	Immobilien (selbst genutzt)	Immobilien (sonstige)	Fahrzeuge	Betriebsvermögen	Wertgegenstände
Belgien	151.146	73,38%	17,24%	2,97%	5,11%	1,29%
Deutschland	97.468	52,77%	27,14%	4,18%	14,37%	1,54%
Finnland	95.793	65,69%	25,65%	5,26%	3,41%	0,00%
Frankreich	118.765	59,65%	24,65%	0,00%	9,51%	6,18%
Griechenland	69.014	62,46%	28,23%	4,48%	4,43%	0,40%
Italien	131.447	69,71%	17,81%	3,17%	7,59%	1,72%
Luxemburg	362.572	60,11%	32,58%	2,97%	2,96%	1,37%
Malta	138.472	56,81%	20,07%	2,82%	19,08%	1,22%
Niederlande	107.745	83,21%	8,52%	3,85%	3,40%	1,02%
Österreich	107.898	59,92%	17,99%	5,25%	14,79%	2,05%
Portugal	71.870	55,48%	27,60%	4,18%	11,50%	1,25%
Slowakei	36.151	83,21%	6,39%	5,26%	4,49%	0,65%
Slowenien	71.737	76,72%	12,42%	3,32%	7,37%	0,17%
Spanien	142.353	62,30%	25,25%	2,57%	9,38%	0,50%
Zypern	296.094	39,77%	36,93%	2,01%	20,88%	0,42%

Datenquelle: HFCS; eigene Berechnungen

M7

Zusammensetzung des Finanzvermögens

Land	Finanzvermögen	Spar- & Sichtguthaben	Investmentfonds	Staatsanleihen	Geschäftsanteile	Aktien
Belgien	64.149	37,86%	12,70%	19,56%	1,11%	10,19%
Deutschland	28.679	45,18%	11,38%	5,57%	0,62%	5,96%
Finnland	18.126	51,40%	12,24%	0,94%	0,00%	27,06%
Frankreich	30.783	34,18%	5,78%	1,59%	3,64%	11,22%
Griechenland	5.300	81,30%	1,91%	3,64%	0,46%	2,77%
Italien	15.173	48,10%	9,27%	20,54%	3,75%	4,68%
Luxemburg	50.045	44,92%	17,35%	8,59%	0,45%	8,96%
Malta	24.271	53,13%	3,64%	15,39%	2,63%	7,76%
Niederlande	39.037	37,89%	7,35%	3,40%	0,01%	3,62%
Österreich	33.202	46,87%	10,81%	28,15%	0,79%	2,13%
Portugal	10.446	72,79%	4,49%	1,36%	0,13%	5,91%
Slowakei	3.047	75,58%	2,57%	0,21%	4,39%	0,30%
Slowenien	3.840	63,87%	7,88%	0,49%	0,41%	3,47%
Spanien	15.921	52,84%	8,99%	2,28%	5,82%	9,30%
Zypern	29.134	39,85%	1,10%	4,31%	7,89%	10,61%

Land	verwaltetes Konto	Geldforderungen gegenüber Haushalten	Sonstige Wertpapiere	Private Altersvorsorge/ Lebensversicherung
Belgien	1,12%	1,74%	1,76%	13,97%
Deutschland	0,12%	2,77%	2,92%	25,47%
Finnland	0,00%	0,00%	0,00%	8,36%
Frankreich	0,13%	1,11%	2,01%	40,35%
Griechenland	0,00%	2,30%	0,00%	7,62%
Italien	4,66%	0,52%	0,52%	7,96%
Luxemburg	0,05%	2,19%	0,49%	17,00%
Malta	0,83%	2,08%	0,11%	14,45%
Niederlande	0,26%	1,78%	0,61%	45,08%
Österreich	0,01%	4,13%	0,73%	6,38%
Portugal	0,04%	5,85%	0,04%	9,40%
Slowakei	0,86%	4,80%	0,00%	11,27%
Slowenien	0,27%	8,11%	0,00%	15,49%
Spanien	0,77%	6,01%	0,00%	13,98%
Zypern	0,03%	3,73%	0,06%	32,40%
Slowakei	11,27%	4,80%	0,00%	11,27%
Slowenien	15,49%	8,11%	0,00%	15,49%
Spanien	13,98%	6,01%	0,00%	13,98%
Zypern	32,40%	3,73%	0,06%	32,40%

Land	Schulden	Hypothekenkredite	Kredite für Geschäftstätigkeit und Sonstiges	Anteil der Hypotheken am Immobilienvermögen
Belgien	16.671	89,37%	10,63%	10,88%
Deutschland	14.890	85,57%	14,43%	16,36%
Finnland	20.280	72,81%	27,19%	16,88%
Frankreich	13.594	76,08%	23,92%	10,33%
Griechenland	5.417	78,88%	21,12%	6,83%
Italien	6.099	73,81%	26,19%	3,91%
Luxemburg	45.931	91,58%	8,42%	12,52%
Malta	5.885	78,84%	21,16%	4,36%
Niederlande	48.499	83,17%	16,83%	40,81%
Österreich	11.159	85,58%	14,42%	11,36%
Portugal	8.309	92,49%	7,51%	12,87%
Slowakei	1.581	84,07%	15,93%	4,10%
Slowenien	2.196	34,05%	65,95%	1,17%
Spanien	15.741	87,70%	12,30%	11,08%
Zypern	33.986	85,41%	14,59%	12,78%

M9 Headcount Ratio (HR) für individuelle und einheitliche Schwellenwerte

Land	Headcount Ratio	Headcount Ratio EU
Belgien	8,31%	10,03%
Deutschland	5,40%	4,50%
Finnland	10,58%	2,71%
Frankreich	3,43%	5,46%
Griechenland	12,19%	0,86%
Italien	11,15%	5,58%
Luxemburg	6,68%	24,53%
Malta	12,23%	7,00%
Niederlande	9,10%	3,09%
Österreich	12,20%	6,23%
Portugal	8,46%	2,00%
Slowakei	11,89%	0,07%
Slowenien	17,56%	0,44%
Spanien	0,54%	5,29%
Zypern	8,28%	16,13%

M10 Eindimensionale Reichtumsmaße für Vermögen

Land	Konvex Alpha 1	Konvex Alpha 2	Konkav Beta 1	Konkav Beta 2
Belgien	0,272	1,462	0,080	0,116
Deutschland	0,380	5,457	0,088	0,124
Finnland	0,198	1,532	0,071	0,107
Frankreich	0,266	4,124	0,076	0,111
Griechenland	0,173	0,448	0,069	0,105
Italien	0,235	1,222	0,074	0,109
Luxemburg	0,310	2,641	0,077	0,111
Malta	0,285	2,873	0,084	0,122
Niederlande	0,163	0,360	0,069	0,105
Österreich	0,430	6,746	0,089	0,124
Portugal	0,362	8,279	0,083	0,118
Slowakei	0,158	0,364	0,066	0,101
Slowenien	0,119	0,171	0,060	0,094
Spanien	0,243	9,674	0,074	0,110
Zypern	0,396	2,803	0,094	0,130

M11 Zweidimensionale Reichtumsmaße für Einkommen und Vermögen

Land	Konvex Alpha 1	Konvex Alpha 2	Konkav Beta 1	Konkav Beta 2
Belgien	0,271	1,490	0,079	0,115
Deutschland	0,381	5,595	0,088	0,125
Finnland	0,198	1,531	0,071	0,107
Frankreich	0,269	3,787	0,076	0,112
Griechenland	0,164	0,412	0,068	0,103
Italien	0,235	1,222	0,074	0,109
Luxemburg	0,306	2,609	0,076	0,109
Malta	0,284	2,865	0,085	0,123
Niederlande	0,161	0,345	0,069	0,105
Österreich	0,399	4,946	0,088	0,123
Portugal	0,366	8,331	0,084	0,118
Slowakei	0,156	0,352	0,066	0,100
Slowenien	0,144	0,200	0,070	0,109
Spanien	0,243	10,452	0,074	0,109
Zypern	0,388	2,649	0,092	0,126

8 Exkurs: Berücksichtigung weiterer Vermögensbestände

Analysen der Vermögensverteilung beschränken sich in der Regel auf den Bestand an Geld- und Sachvermögen zu einem bestimmten Zeitpunkt. Dies lässt sich vor allem dadurch begründen, dass Messinstrumente, welche eine ähnlich exakte Bestimmung des Vermögens zulassen, für weitere Vermögensbestände fehlen (Rasner et al., 2013). Häufig wird dieses Vorgehen dahingehend kritisiert, dass wichtige Vermögensbestandteile außer Acht gelassen werden. In diesem Zusammenhang werden Anwartschaften an sozialen Sicherungssystemen (Sozialvermögen) sowie das in Folge von Bildungsinvestitionen aufgebaute Humankapital genannt. Auch eine Einbeziehung von Sozial-, Kultur- oder Gesundheitskapital wird vorgeschlagen.

Insbesondere dann, wenn eine systematische Erweiterung des Vermögensbestandes um potentielle weitere Vermögensgegenstände zu einer anderen Beurteilung der Vermögensverteilung führt, kann eine solche Betrachtung einen erheblichen Mehrwert generieren. Zuerst soll deshalb geklärt werden, welche weiteren Vermögensbestandteile in eine Analyse der Vermögensbestände einfließen können und welchen zusätzlichen Nutzen dieses Vorgehen erzeugen kann. Aufbauend darauf sollen ausgewählte Vermögensarten genauer betrachtet und Möglichkeiten einer Einbeziehung dieser in eine Verteilungsanalyse diskutiert werden. Abschließend sollen auf Basis der existierenden Literatur verteilungsrelevante Aspekte betrachtet und eine Abschätzung über den Effekt einer Einbeziehung der einzelnen Vermögensgegenstände auf eine erweiterte Vermögensverteilung vorgenommen werden.

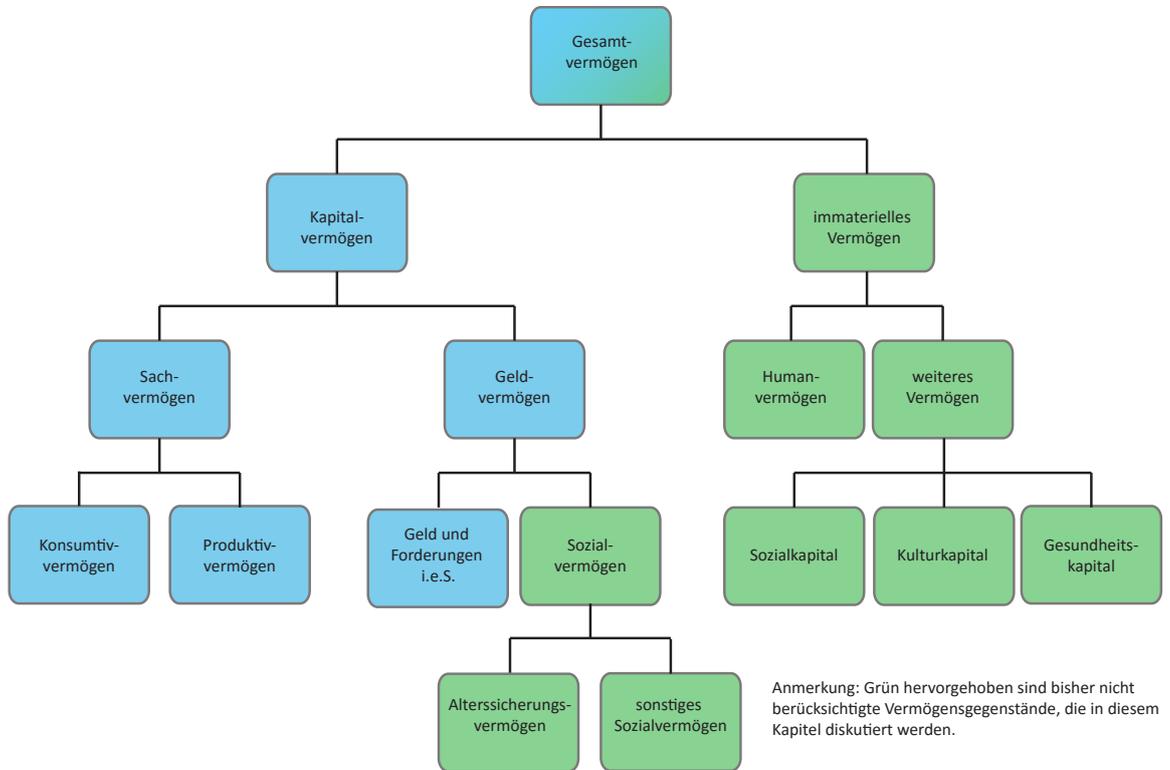
Die Darstellung beruht im Wesentlichen auf einer Literaturanalyse. Diese kann aufgrund der Breite der Fragestellung und der großen Zahl von Forschungsarbeiten keinesfalls den Anspruch auf Vollständigkeit erheben.

8.1 Konzeptionelle Überlegungen zu weiteren Vermögensbestandteilen

Fachinger (1998) definiert Vermögen anhand der beiden Kriterien Verfügbarkeit und Bewertbarkeit als Bestandsgröße (siehe A 8.1). Die Verfügbarkeit ist gegeben, wenn der Gegenstand zur Erzielung von Erträgen genutzt, in andere ökonomisch bewertbare Größen transferiert und an andere Personen weitergegeben kann; die Ansprüche auf den Gegenstand müssen dabei auch durchsetzbar sein. Die Bewertbarkeit in monetären Größen als zusätzliches Kriterium ist sinnvoll, da ein Vermögensgegenstand, der nicht oder nur unter sehr großer Unsicherheit zu quantifizieren ist, aus konzeptuellen Gründen nicht in eine Vermögensanalyse einfließen kann. Vermögensfunktionen, die eine unmittelbare Verfügbarkeit nicht voraussetzen, können ergänzend betrachtet werden. Zu nennen sind hier die Einkommens- und die Sicherungsfunktion von Vermögen (Fessler et al., 2010, oder Hauser et al., 2007).

8.1.1 Anwartschaften an Sozialsicherungssystemen

Unter den Anwartschaften an Sozialsicherungssystemen (oft auch als Sozialvermögen bezeichnet) werden im Folgenden zunächst Anwartschaften an sozialen Alterssicherungssystemen untersucht. Das deutsche Rentensystem basiert aktuell auf drei Säulen, der gesetzlichen, betrieblichen und privaten Altersvorsorge. Sowohl die gesetzliche als auch die betriebliche Altersvorsorge stellen dabei gesetzlich zugesicherte Forderungen dar, die in bisherigen Verteilungsanalysen in der Regel nicht beachtet werden. Die Verwirklichung von Ansprüchen an der gesetzlichen oder betrieblichen Altersvorsorge ist an das Eintreten in das Rentenalter gebunden. Anwartschaften können davor weder genutzt, noch beliehen oder verkauft werden. Auch die Vererbbarkeit ist, mit Ausnahme der Hinterbliebenenrente, nicht möglich. Da es sich bei Anwartschaften an Alterssicherungsvermögen folglich nicht um eine Bestandsgröße im engeren Sinne handelt, ist die Verfügbarkeit eingeschränkt.



Anwartschaften sind nur in einem gewissen Rahmen bewertbar. Der Gegenwartswert der Anwartschaften ist von mehreren Faktoren abhängig. Gesetzliche Faktoren, wie eine Änderung der Größen der Rentenformel, spielen genauso eine Rolle wie Änderungen im ökonomischen Umfeld (Zinsen, Schocks). Auch individuelle Faktoren wie die Lebenserwartung oder das individuelle Renteneintrittsalter beeinflussen den Wert der Anwartschaften. Trifft man Annahmen bezüglich dieser Größen, können Rentenansprüche, wenn auch verbunden mit Unsicherheit, prognostiziert werden. Für Deutschland versuchten dies Rasner et al. (2013) sowie Frick und Grabka (2010).

Alterssicherungsvermögen erfüllt wichtige Vermögensfunktionen, wie die Sicherungsfunktion, die vor allem für weniger vermögensstarke Haushalte wichtig ist. Die private Altersvorsorge als dritte Säule wird im Gegensatz zu den beiden anderen Säulen in Verteilungsanalysen einbezogen. Der Mehrwert einer Betrachtung der Rentenansprüche aus allen drei Säulen liegt vor allem darin,

dass diese teilweise funktionale Äquivalente darstellen. Zum Beispiel halten Selbstständige in der Regel keine Anwartschaften an betrieblicher oder gesetzlicher Alterssicherung, abhängig Beschäftigte sorgen hingegen, da sie pflichtversichert sind, vor allem über gesetzliche und betriebliche Altersversicherung vor. Dadurch, dass in herkömmlichen Verteilungsanalysen private Altersvorsorge als einzige Säule berücksichtigt wird, ergibt sich in diesen ein verzerrtes Bild.

Die Wirkung der Anwartschaften auf die Verteilung hängt in hohem Maße davon ab, inwieweit die gesetzliche Rentenversicherung eine Reduzierung der privaten Vermögensbildung bewirkt. Eine solche Substitutionsbeziehung zwischen der Akkumulation von Rentenversicherungsansprüchen und Vermögen tritt auf, wenn eine Person aufgrund der zu erwartenden Rentenzahlungen die private Altersvorsorge reduziert. Damit findet eine Verschiebung zwischen den Säulen gesetzlicher und privater Altersvorsorge statt, welche die beobachtete Vermögensverteilung beeinflusst.

Einen solchen Effekt weisen Engelhardt und Kumar (2011) in Höhe von 45% bis 60% für die USA nach. Alessie et al. (2013) und Hurd et al. (2012) finden für einige europäische Länder, darunter Deutschland, ähnliche Ergebnisse, weisen aber darauf hin, dass dieses Ergebnis stark von der verwendeten Methodik abhängig ist und die generelle Höhe eines „Crowding outs“ deshalb nur schwer zu bestimmen ist. Hernaes und Zhu (2007) beobachten ein auch über die Altersgruppen variierendes „Crowding out“. Zudem variiert der Effekt auch mit dem Einkommen (Engen et al. 2004) und ist bei höheren Einkommen deutlich stärker. Engelhardt und Kumar (2011) schätzen, dass die Substitution am obersten Ende der Einkommensverteilung fast bei 1:1 liegt, am unteren Ende dagegen praktisch nicht vorhanden ist. Zu erklären ist das beispielsweise damit, dass Beziehler niedriger Einkommen diese vor allem dazu verwenden, einen gewissen Lebensstandard zu erreichen, bzw. Basisgüter wie Lebensmittel zu kaufen, während die Sparquote bei höheren Einkommen deutlich größer ist.

Neben Ansprüchen an sozialen Alterssicherungssystemen besteht Sozialvermögen aus Ansprüchen an anderen sozialen Sicherungssystemen, wie der Kranken- oder Pflegeversicherung. Diese unterscheiden sich von anderen Formen des Sozialvermögens dadurch, dass sie vom Eintritt eines bestimmten Ereignisses (Krankheit, Bedürftigkeit) abhängig sind. Die Verfügbarkeit ist deshalb nicht gegeben. Ein weiteres Problem stellt die Bewertbarkeit dar, da die exakte Höhe der Leistungen nicht prognostizierbar ist. Da der Kranken- und Pflegeversicherung das Solidaritätsprinzip zugrunde liegt, sind Leistungen grundsätzlich unabhängig von der Höhe der Einzahlungen. Rückschlüsse von bisher eingezahlten Beiträgen auf zu erwartenden Auszahlungen wie bei der Rente sind daher nicht möglich (Lauterbach et al., 2006).

8.1.2 Humankapital

Als weiterer Vermögensgegenstand wird das infolge von Bildungs- und Ausbildungsinvestitionen und ausgeübten Tätigkeiten erworbene Humankapital diskutiert. Darunter soll die Summe der individuellen Fähigkeiten, Kenntnisse und Erfahrungen verstanden werden, die auf dem Arbeitsmarkt verwertet werden können und damit zu Erträgen in Form von Arbeitseinkommen oder die in anderer Form zu ökonomischen Rückflüssen führen.⁸⁹

Im Sinne der Kriterien von Fachinger (1998) ist Humankapital nur eingeschränkt verfügbar. Es ist zwar nutzbar in dem Sinne, dass reale Erträge daraus erzielt werden können, jedoch existieren keine durchsetzbaren Ansprüche darauf. In welcher Höhe sich Rückflüsse ergeben, hängt von der Nachfrage auf dem Arbeitsmarkt und anderen Bedingungen ab. Die Transformation oder Verwertung von Humankapital ist zudem insofern nur eingeschränkt möglich, als Bildung nur zu einem relativ geringen Wert beliehen werden kann (beispielsweise in Form von Bildungskrediten). Auch ist Humankapital (abgesehen von den genetisch bedingten Anlagen) nicht vererbbar.

Schwierig ist auch die Bewertbarkeit von Humankapital. Humankapital ist immaterielles Vermögen (Fachinger, 1998) und deshalb nicht unmittelbar in Geldgrößen umzurechnen. Den Humankapitalbestand anhand der getätigten Investitionen zu bewerten, ist nicht sinnvoll (Ammermüller et al., 2005). Sinnvoller ist dagegen eine Bewertung des Humankapitals anhand der daraus resultierenden Erträge. Dazu können die Schätzungen von Bildungsrenditen verwendet werden (für Deutschland beispielsweise Glocker und Storck 2012, Görlitz und Grave 2012). Allerdings ist diese Bewertung des Vermögens mit erheblichen Unsicherheiten hinsichtlich der künftigen Arbeitseinkommen behaftet.

89 Eine Diskussion des Begriffs Humankapital kann an dieser Stelle nicht geleistet werden. Vergleiche zur ursprünglichen ökonomischen Definition Becker (1964) und Rosen (2008), zu einer Kritik Bourdieu (1986).

8.1.3 Weitere Bestandteile eines erweiterten Vermögensbegriffs

Mögliche zusätzliche Bestandteile eines erweiterten Vermögens sind Sozial- und Gesundheitskapital, sofern diese nicht bereits im Humankapital enthalten sind. Diese Vermögensbestandteile sind, ebenso wie das Humankapital, den immateriellen Vermögensgegenständen zuzurechnen.

Das Konzept des Sozialkapitals erfasst die vielfältigen sozialen Beziehungen und Netzwerke einer Person. Diese können materielle Rückflüsse generieren, entweder in Form direkter finanzieller Unterstützungen, beispielsweise in familiären Netzwerken, oder in anderer Form, beispielsweise durch den besseren Zugang zu Informationen und beruflichen Chancen. Die umfangreiche Literatur zum Thema Sozialkapital wurde insbesondere von Putnam (1995) angestoßen und zieht sich durch eine Reihe von Forschungsgebieten. Dabei wird nicht nur der individuelle Aufbau von und Nutzen aus Sozialkapital thematisiert, sondern auch seine gesellschaftliche Funktion.

In der Literatur wurden unterschiedliche Messkonzepte für das Sozialkapital vorgeschlagen. Häufig verwendet wird die Mitgliedschaft in Vereinen, Religionsgemeinschaften, Parteien und anderen sozialen Organisationen (Putnam 1993, Knack und Keefer 1997, Glaeser et al. 2002). Jedoch wird hiervon nur ein Teilaspekt des Sozialkapitals erfasst; andere Aspekte sind die persönlichen Beziehungen außerhalb von Organisationen, vorhandene Unterstützungsnetzwerke innerhalb und außerhalb der Familie und das Ausmaß von Vertrauen, das eine Person bei anderen genießt (Groot et al. 2007, Siegler 2014). In der Literatur werden die Mitgliedschaften in Vereinigungen häufig als „bridging capital“ und die individuellen Beziehungen als „bonding capital“ bezeichnet.

Wegen der Uneinheitlichkeit der Messkonzepte ist die Bewertbarkeit von Sozialkapital nur eingeschränkt gegeben. Dazu ist Sozialkapital in den meisten Fällen nicht übertragbar – abgesehen von Ausnahmen wie beispielsweise dem Verkauf einer Patientenkartei durch einen Arzt oder dem Vertrauenskapital, das in Markennamen enthalten ist (Sobel 2002). Da somit auch die Verfügbarkeit von Sozialkapital nicht gegeben ist, wird im Rahmen

dieses Berichts von einer Berücksichtigung von Sozialkapital abgesehen.⁹⁰

Gesundheitskapital bezeichnet den Zustand der Gesundheit einer Person. Grossmann (1972) entwickelt ein Investitionsmodell für Gesundheitskapital, nach dem Investitionen in die eigene Gesundheit einen positiven Effekt auf das spätere Einkommen besitzen. Außerdem ist die Lebenserwartung abhängig von vorherigen Investitionen in Gesundheit und der anfänglichen Ausstattung an Gesundheitskapital (Galama 2015). Auch beim Gesundheitskapital fehlt ein einheitliches Messkonzept, und eine Übertragbarkeit ist ebenfalls nicht vorhanden. Wenngleich sich das Gesundheitskapital nicht für eine direkte Erweiterung des Vermögensbegriffs eignet, spielen Gesundheit und Lebenserwartung im Vermögenskontext eine Rolle, da die Lebenserwartung in die Bildung von Gegenwartswerten (insbesondere von Renten und Pensionen) eingeht. Dies wird im folgenden Abschnitt berücksichtigt.

8.2 Anwartschaften an Alterssicherungssystemen

In der Literatur wird in der Regel ein ungleichheitsmindernder Effekt der Berücksichtigung von Rentenanwartschaften auf die Vermögensverteilung festgestellt – nicht nur für Deutschland (Ammermüller et al. 2005), sondern auch in anderen Ländern wie den USA (Feldstein 1976, Wolff 2005). Um diesen Effekt quantifizieren zu können, muss man Informationen zu Vermögen und Rentenanwartschaften miteinander kombinieren, was erhebliche Probleme hervorruft.

90 Dieselben Gründe führen zur Nichtberücksichtigung des „kulturellen Kapitals“. Bei Bourdieu verbinden sich mit diesem Begriff Unterschiede zwischen sozialen Klassen; Kinder aus den höheren Klassen sind aufgrund eines höheren kulturellen Kapitals in der Schule erfolgreicher („cultural reproduction model“ nach Bourdieu 1983). Di Maggio (1982) stellt dagegen die Aneignung von kulturellem Kapital im Zuge sozialer Mobilität in den Vordergrund („cultural mobility model“). Diese beiden Modelle haben sehr unterschiedliche Implikationen für die Frage, ob kulturelles Kapital positiv oder negativ mit anderen Vermögensbestandteilen korreliert.

8.2.1 Berechnung der Anwartschaften

Aufgrund der Äquivalenz von Einzahlungen und zu erwartenden Auszahlungen in die gesetzliche Rentenversicherung lässt sich die Höhe von Anwartschaften an Alterssicherungssystemen grundsätzlich schätzen und mit Informationen über andere Vermögensbestandteile zusammenführen. Für Deutschland ist die neueste Studie hierzu von Rasner et al. (2013) vorgelegt worden.⁹¹ Sie basiert auf dem SOEP, das allerdings keine direkten Informationen zu den Rentenansprüchen der Nicht-Rentenbezieher enthält. Daher werden dem SOEP Informationen zu den Rentenanswartschaften aus der Versicherungskontenstichprobe des Forschungsdatenzentrums der Deutschen Rentenversicherung Bund zugespielt. Die Berechnung wird für das Jahr 2007 vorgenommen.

Eine Zusammenführung von Antworten im SOEP und Informationen aus den Rentenversicherungskonten auf der Basis gemeinsamer Identifikatoren, also auf der Personenebene, ist aufgrund von Datenschutzbestimmungen in Deutschland nicht zulässig. Daher wird ein besonderes Verfahren (statistisches Matching) verwendet, durch das die Informationen in ähnlichen Fällen zusammengeführt werden. Die Ähnlichkeit bemisst sich nach Merkmalen, die in beiden Datenquellen auftreten; diese werden durch einen Algorithmus zusammengefasst.⁹² Die Güte der Schätzung kann anhand der Rentner, für die im SOEP Informationen über die Rentenhöhe vorhanden sind, beurteilt werden. Die imputierten Rentenansprüche liegen dabei je nach Berechnungsmethode tendenziell über den gemessenen Rentenansprüchen; für die Abschätzung wird letztlich die Methode mit der geringsten Verzerrung gewählt.

Zur Berechnung der Anwartschaften aufgrund von Beamtenpensionen muss ein anderes Verfahren verwendet werden. Sie werden auf der Basis von Arbeitseinkünften berechnet, die im SOEP zur Ver-

91 Die Ergebnisse wurden teilweise ausführlicher in Frick und Grabka (2010) sowie in Rasner et al. (2011) Diskussionspapiere veröffentlicht.

92 Dabei werden als Merkmale das Geschlecht, die Region (Ost- und Westdeutschland), der Migrationsstatus, das sozialversicherungspflichtige Einkommen, Informationen zu Kindern (bei Frauen), Variablen zur Erwerbsgeschichte und das Alter verwendet.

fügung stehen; zur Berechnung werden die Bruttozüge und die Dienstjahre verwendet. Auf die Renten- und Pensionsansprüche werden die steuerlichen Regelungen zur Besteuerung von Renten und Pensionen nach § 22 EStG angewendet.

Aus den (Netto-) Rentenansprüchen muss im zweiten Schritt ein Gegenwartswert berechnet werden. Die Berechnung hierfür verlangt Informationen oder ersatzweise Annahmen über die Lebenserwartung, das Rentenzugangsalter sowie den Diskontsatz. Für die Lebenserwartung werden die Sterbetabellen des Statistischen Bundesamtes herangezogen. Das Zugangsalter in die Regelaltersrente wird gemäß dem Altersgrenzanhebungsgesetz bestimmt. Für den Diskontsatz werden 2% unterstellt und alternative Rechnungen mit 1% und 3% vorgenommen.

8.2.2 Wirkung auf die Vermögensverteilung

Tabelle 8.1 zeigt die Auswirkungen einer Berücksichtigung der Rentenansprüche auf die unterschiedliche Ungleichheitsmaße. Deutlich wird zunächst, dass die akkumulierten Rentenversicherungsansprüche im Durchschnitt fast ebenso hoch sind wie das Bar- und Immobilienvermögen. Dabei sind sie weitaus gleichmäßiger über die Bevölkerung verteilt. Das Verhältnis von Median zu Mittelwert ist mehr als dreimal so hoch wie beim Bar- und Immobilienvermögen, während der Gini-Koeffizient, der Anteil der obersten 20% am Vermögen und das 90/50-Perzentilsverhältnis deutlich niedriger sind. Eine Ungleichverteilung

T 8.1 Höhe und Konzentration des erweiterten Vermögens			
	Bar- und Immobilienvermögen	Rentenversicherungsansprüche	Erweitertes Vermögen
Arithmetisches Mittel	83.077 €	78.479 €	161.556 €
Median	14.751 €	46.680 €	94.675 €
Anteil der obersten 20% am Vermögen	79,9%	57,7%	60,9%
Gini-Koeffizient	0,8	0,56	0,6
P90/P10	14,2	4,1	3,8

Rasner et al. (2013)

der Rentenversicherungsansprüche wird vor allem durch Altersunterschiede hervorgerufen, da Jüngere noch relativ wenige Rentenpunkte akkumuliert haben. Würde man die Verteilung der Rentenversicherungsansprüche jeweils für eine Altersklasse berechnen, wäre die Verteilung vermutlich noch weitaus weniger stark konzentriert.

Für das erweiterte Vermögen ergibt sich ebenfalls eine weitaus gleichmäßigere Verteilung als für das Bar- und Immobilienvermögen. So liegt der Gini-Koeffizient des erweiterten Vermögens 20 Prozentpunkte unter dem Gini-Koeffizienten des Bar- und Immobilienvermögens.

Dieser Effekt resultiert vor allem aus der Konzeption der gesetzlichen Rentenversicherung, welche die Anwartschaften auf einen Korridor zwischen Mindestsicherung und Beitragsbemessungsgrenze reduziert und damit die Varianz in den Einkommen senkt. Auch die Tatsache, dass fast jeder Deutsche im Laufe seines Lebens Ansprüche an der gesetzlichen Rentenversicherung erwirbt, wohingegen über ein Viertel der Deutschen über kein (positives) Vermögen verfügt, reduziert die Ungleichheit.

8.2.3 Diskussion der Ergebnisse

Im Hinblick auf die Schlussfolgerungen für die Vermögenskonzentration ist vor allem die Annahme einer über die sozioökonomischen Teilpopulationen homogenen Lebenserwartung zu problematisieren. Da der Barwert der Rentenzahlungen von der Lebenserwartung abhängt, sollten diesbezügliche Annahmen möglichst realitätsnah sein und auf aktuellen Forschungsergebnissen basieren.

Mehrere Studien weisen darauf hin, dass die Annahme einer homogenen Lebenserwartung nicht der Realität entspricht. Nach den Ergebnissen von Kroh et al. (2012) ist die Lebenserwartung von Personen aus einkommensreichen Haushalten deutlich höher als diejenige von Personen in einkommensarmen Haushalten. Der Unterschied zwischen Männern aus Haushalten, denen weniger als 80% des Medianeinkommens zur Verfügung stehen, und solchen mit einem Haushaltseinkommen von 150% des Medianeinkommens oder mehr, beträgt fünf Jahre. Bei den Frauen ist der Unterschied mit dreieinhalb Jahren geringer. Auch die Wahrscheinlichkeit, das Renteneintrittsalter überhaupt zu erreichen, ist für Personen aus

einkommensreicheren Haushalten deutlich höher (Lampert und Kroll 2014).⁹³

Eine abschließende Aussage zum Effekt heterogener Lebenserwartungen auf die Konzentration des erweiterten Vermögens kann nicht getroffen werden, insbesondere weil die vorliegenden Studien sich mit dem Zusammenhang der Lebenserwartung zum Einkommen und nicht direkt zu den Rentenansprüchen beschäftigen. Wegen des engen Zusammenhangs zwischen Rentenansprüchen und Einkommen ist jedoch davon auszugehen, dass der ungleichheitsmindernde Effekt der gesetzlichen Rentenversicherung auf die Verteilung des erweiterten Vermögens, wie er von Rasner et al. (2013) dargestellt wird, deutlich geringer ausfällt, wenn Unterschiede in der Lebenserwartung betrachtet würden.

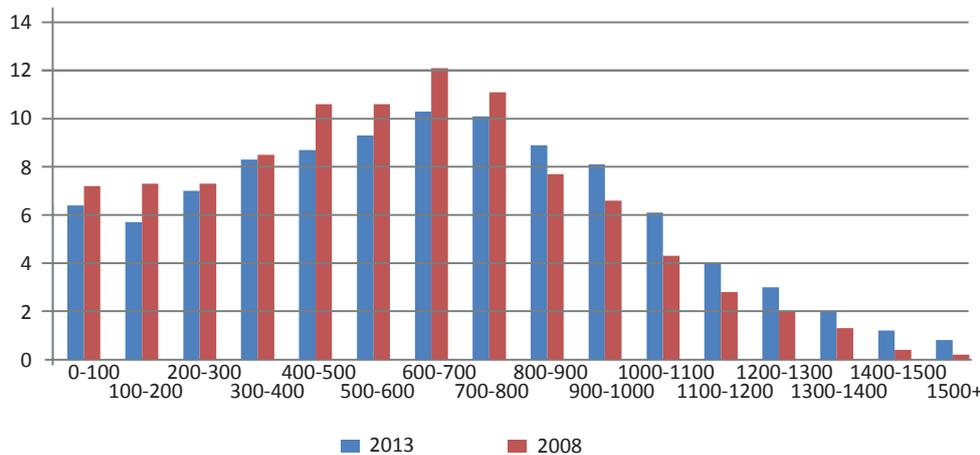
8.2.4 Entwicklungen am aktuellen Rand

Im Folgenden sollen aktuelle Entwicklungen bezüglich des Rentensystems berücksichtigt werden, die in den vorliegenden Studien von Rasner et al. (2011, 2013) und Frick und Grabka (2010) noch nicht berücksichtigt werden konnten, da sich diese auf das Jahr 2007 beziehen.

Neben den Annahmen zur Lebenserwartungen beruhen die Ergebnisse auf Annahmen über die künftigen Beitragssätze und Rentenzahlungen. Insbesondere aufgrund des Nachhaltigkeitsfaktors in der gesetzlichen Rentenversicherung nimmt die Bedeutung der gesetzlichen Rente gegenüber der privaten Vorsorge im Zeitablauf ab. Die Population des Jahres 2015 ist hiervon stärker betroffen als die Population des Jahres 2007.

Private Vorsorge hat nicht den ungleichheitsmindernden Effekt wie die gesetzliche Rente auf die Vermögensverteilung. Vermögenswirksame Leistungen oder Förderungen im Rahmen der Riester-Rente werden von gering verdienenden Haushalten unterdurchschnittlich genutzt und kommen

93 Vor diesem Hintergrund wird in der Literatur der Vorschlag diskutiert, die Rentenanswartschaften an die (auf dem Einkommen basierende) Lebenserwartung zu koppeln um damit tatsächlich Äquivalenz der Einkommen zu der gesamten und nicht zu der monatlichen Höhe der Renteneinkommen zu erzielen (Breyer und Hupfeld 2009 und Breyer 2009).



stattdessen eher den wohlhabenden Haushalten zugute (Corneo et al. 2015; ZEW/IAW/FiFo 2013). Nach den Schätzergebnissen von Corneo et al. (2015) haben Angehörige des höchsten Quintils der Vermögensverteilung eine um 12 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit, Riester-Renten anzusparen, als andere Haushalte. Für die geringe Beteiligung einkommensschwacher Haushalte gibt es unterschiedliche Erklärungen. Erstens haben derartige Haushalte nicht das notwendige Einkommen, um die Sparbeiträge aufbringen zu können. Zweitens fehlt es Haushalten am unteren Ende der Einkommensverteilung oft an finanziellem Wissen (Bucher-Koenen und Lusardi 2011). Drittens haben Geringverdiener kaum Anreize, in Form von Lebensversicherungen oder Riesterverträgen privat vorzusorgen, da dies auf die Mindestsicherung im Alter angerechnet wird (Breyer 2009).

Im Folgenden analysieren wir anhand von Daten aus der Statistik der Gesetzlichen Rentenversicherung, wie sich die Rentenansprüche zwischen 2008 und 2013 im Durchschnitt verändert haben. Dargestellt werden die monatlichen erworbenen Rentenansprüche in Euro (ohne Berücksichtigung der Inflation) bei einer hypothetischen Erwerbsminderung im Alter von 50 bzw. 60 Jahren zum Stichtag und ohne Berücksichtigung einer Zurechnungszeit. Betrachtet werden nur Personen, die noch keine Rente beziehen.

Für die Verteilung des erweiterten Vermögens ist die Verteilung der Rentenansprüche über die Gesamtbevölkerung maßgeblich. Dazu wird in Abbildung 8.2 betrachtet, inwieweit sich die Verteilung der Rentenansprüche zwischen 2008 und 2013 verändert hat.⁹⁴

Neben der Rechtsverschiebung der Verteilung, die hauptsächlich durch die Rentenanpassung an die Lohnentwicklung bedingt ist, zeigt sich in den Daten eine leichte Erhöhung der Varianz der Rentenversicherungsansprüche. Dies deutet darauf hin, dass sich der ungleichheitsmindernde Effekt der Rentenansprüche auf die Verteilung des erweiterten Vermögens im Zeitablauf eher vermindert. Abschließend lässt sich die Frage nach der Entwicklung des erweiterten Vermögens allerdings nicht beantworten.

Die Abbildungen 8.3 und 8.4 zeigen die Entwicklung der Rentenansprüche in soziodemografischen Teilgruppen. Abbildung 8.3 zeigt, dass die Rentenanwartschaften der 60-jährigen Frauen in Westdeutschland 2013 gegenüber 2008 deutlich gestiegen sind, nämlich um 33%, während die der westdeutschen Männer nur um 8% angestiegen sind. Dies spiegelt die im Kohortenvergleich deut-

⁹⁴ Abbildungen 8.2 bis 8.4 beruhen auf: Statistik der Deutschen Rentenversicherung, Rentenanwartschaften am 31.12.2008/31.12.2008, Band 201/Band176

A 8.3 Durchschnittliche erworbene Rentenansprüche 2008 und 2013 im Alter von 60 Jahren, nach Geschlecht und Ost/West



A 8.4 Durchschnittliche erworbene Rentenansprüche 2008 und 2013 im Alter von 50 Jahren, nach Geschlecht und Ost/West



lich höhere Erwerbstätigkeit von westdeutschen Frauen wider. Erheblich geringer fallen die Zuwächse in Ostdeutschland aus: hier sind die Rentenansprüche um 4% (Männer) beziehungsweise um 10% (Frauen) angestiegen.

Bei den 50-jährigen Frauen in Westdeutschland sind die Änderungen deutlich geringer, der Anstieg beträgt nur 15% (siehe Abbildung 8.3). Bei den 50-jährigen Männern in den neuen Bundesländern ist der Zuwachs stärker als bei den 60-jährigen Ostdeutschen. Bei den Männern in Westdeutschland sind die Rentenansprüche mit 7% am schwächsten gestiegen.

Wie wirken die höhere Erwerbsbeteiligung von Frauen und die dadurch gestiegenen Rentenansprüche auf die Verteilung des erweiterten Vermögens? In Kapitel 6.5 wurde gezeigt, dass das Nettovermögen von Frauen im Jahr 2012 im Durchschnitt nur 69% des Nettovermögens von Männern beträgt. Insofern, als westdeutsche Frauen hinsichtlich ihrer Rentenansprüche aufholen, mindert sich der Unterschied zwischen Männern und Frauen beim erweiterten Vermögen. Aus diesen Ergebnissen kann allerdings nicht eindeutig abgeleitet werden, dass die unterschiedliche Entwicklung bei Männern und Frauen insgesamt zu einer gleichmäßigeren Verteilung des erweiterten Vermögens im Jahr 2013 gegenüber 2008 beigetragen hat. Falls die Erwerbstätigkeit und Rentenansprüche der eher vermögenseichen Frauen besonders stark zugenommen haben, könnte sich die Konzentration des erweiterten Vermögens

auch erhöht haben. Die Entwicklung in anderen Gruppen kann aufgrund des Datenmaterials nicht analysiert werden.

Diese Betrachtung bezieht die aktuellen Änderungen des Rentensystems – Mütterrente und Rente mit 63 – noch nicht mit ein, die erst im Jahr 2014 in Kraft traten. Für diese aktuellen Rentenreformen gehen Bach et al. (2014) nicht von wesentlichen Verteilungswirkungen aus. Durch die Teilfinanzierung der Rentenreform über die Beitragssätze und niedrigere Renten in Zukunft kommt es jedoch zu einer Umverteilung von der heute jüngeren zur älteren Generation. Aus diesem Grund dürfte sich künftig der egalisierende Effekt der Rentenversicherung auf die Verteilung des erweiterten Vermögens tendenziell vermindern. Hinzu kommt, dass sich die intragenerationale Verteilung der Bruttoeinkommen und damit auch der Rentenversicherungsansprüche ändert, wie im folgenden Abschnitt dargestellt wird.

8.2.5 Fazit

Wenn Anwartschaften in den gesetzlichen Altersversicherungssystemen in die Analyse der Vermögensverteilung einbezogen werden, reduziert dies die Verzerrungen, welche durch berufsgruppenspezifisches Vorsorgeverhalten entstehen, und berücksichtigt Substitutionsbeziehungen zwischen Anwartschaften und Geld- und Sachvermögen. Dabei sind Prognoseunsicherheiten zu berücksichtigen; vielfältige Annahmen beeinflussen die Höhe der gemessenen Anwartschaften. Wenn An-

wirtschaften in der Rentenversicherung in eine Analyse der erweiterten Vermögensverteilung einbezogen werden sollen, ist auf eine ausreichende Differenzierung zu achten. Insbesondere der Aspekt der unterschiedlichen Lebenserwartung zwischen mehr oder weniger wohlhabenden Personen sollte berücksichtigt werden.

8.3 Berücksichtigung von Humankapital

Humankapital zählt anders als Anwartschaften an Sicherungssystemen oder anderen Geld- und Sachvermögen nicht zu den materiellen Vermögensbestandteilen und kann deshalb nur in einer erweiterten, auch immaterielle Vermögensbestände umfassenden Betrachtungsweise des Vermögens untersucht werden, die den landläufig verwendeten Vermögensbegriff übersteigt.

8.3.1 Berechnung des Humankapitals

Um den Bestand an Humankapital zu schätzen und ihn, wenn möglich, mit anderen Größen des Vermögensbestandes vergleichbar zu machen, existieren mehrere Ansätze. Erstens kann man die vorhandenen (formalen) Bildungsabschlüsse als Indikatoren für das Humankapital verwenden (Ammermüller et al. 2005). Dieser Ansatz hat den Vorteil, dass eine Berechnung vergleichsweise einfach ist, aktuelle Daten vorliegen und man nicht auf retrospektiv erfasste Daten zurückgreifen muss. Allerdings lässt sich auf diese Weise keine Aussage über den Wert des Humankapitals treffen; hierzu müssten unterschiedliche Bildungsabschlüsse hinsichtlich ihrer Bedeutung für das Humankapital bewertet werden.

Zweitens ist eine Schätzung des Humankapitalbestands anhand der dafür getätigten Bildungsinvestitionen möglich (Schüssler 2001). Dabei müssen einerseits die öffentlichen Bildungsausgaben und die Nettokosten der Betriebe für die duale Ausbildung berücksichtigt werden. Andererseits muss der Zeitaufwand für die Bildungsinvestition berücksichtigt werden; hierfür kann das entgangene Einkommen als Opportunitätskosten angesetzt werden.

Drittens können auf der Basis der erzielten (Brutto-) Arbeitseinkommen Bildungserträge und – unter zusätzlichen Annahmen – Bildungsrenditen geschätzt und als Bewertungsmaßstab herange-

zogen werden. Dieser Ansatz steht seit den bahnbrechenden Analysen von Mincer (1958) konzeptionell im Mainstream ökonomischer Forschung. Konzeptionell ist er der Schätzung auf Basis der Investitionen überlegen, da er auf der jeweils aktuellen Bewertung des Humankapitals auf dem Arbeitsmarkt beruht. Der Erwerb einer am Markt geringer oder höhere bewerteten Qualifikation bei gleichen Kosten schlägt sich entsprechend unterschiedlich im Humankapital nieder. Die Ergebnisse von Glocker und Storck (2012) zeigen, dass berufliche und akademische Bildungsabschlüsse je nach Fachgebiet deutlich unterschiedliche Erträge hervorrufen.

Die Bewertung des Humankapitals anhand von Bildungsrenditen ist derzeit der am häufigsten verwendete Ansatz, er weist jedoch eine Reihe von Problemen auf. Erstens werden die geschätzten Bildungsrenditen anhand eines begrenzten Zeitraumes berechnet; damit werden nicht die über den gesamten Lebensverlauf realisierten Bildungserträge wiedergegeben. Zweitens ist die Entwicklung der Arbeitseinkommen ausschließlich retrospektiv verfügbar und gibt daher nicht unbedingt Aufschluss über die Bildungserträge derjenigen Geburtskohorten, deren Bildungserträge sich hauptsächlich in der Zukunft realisieren werden. Drittens sind die Ergebnisse von Schätzungen der Bildungsrenditen oft nicht zu vergleichen, da unterschiedliche Verfahren der Erfassung und Schätzung verwendet werden.

Das erste Problem entsteht dadurch, dass meistens keine Daten mit ausreichender zeitlicher Tiefe zur Verfügung stehen, um das Lebensarbeitseinkommen analysieren zu können. Das Lebensarbeitseinkommen entspricht dem Barwert des gesamten im Lebensverlauf erzielten Bruttoarbeitseinkommens aus abhängiger und selbständiger Tätigkeit. Statt des Lebensarbeitseinkommens wird als Approximation das in einem kürzeren Beobachtungszeitraum messbare Einkommen verwendet (Björklund 1993, Haider und Solon 2006, für Deutschland Brenner 2010). Die Approximation kann allerdings zu Verzerrungen führen („life-cycle bias“). Misst man beispielsweise die Arbeitseinkommen relativ früh im Lebensverlauf, so fällt die Bildungsrendite einer akademischen Ausbildung geringer aus als wenn die Arbeitseinkommen später gemessen werden, weil die Arbeitseinkommen von Akademikern während der Ausbildungszeit meistens unter denen anderer Personen liegen,

dann steiler ansteigen und ihr Maximum später im Lebensverlauf erreichen. Nach den Ergebnissen von Bönke et al. (2015) ist die Einkommensmobilität zu Beginn der Erwerbsphase noch sehr ausgeprägt, vermindert sich jedoch danach und ist ab dem Alter 40 sehr gering. Dies führt zu einer Unterschätzung des Lebensarbeitseinkommens zu Beginn der Erwerbstätigkeit, die erst im Alter von ca. 40 Jahren nicht mehr vorhanden ist; ab diesem Alter ergibt sich eher eine Überschätzung der Lebensarbeitseinkommen (Brenner 2010).

Die Verzerrung in der Messung des Lebensarbeitseinkommens hat erhebliche Auswirkungen auf die geschätzte Verteilung des Humankapitals. So findet Björklund (1993), dass der Gini-Koeffizient der Lebensarbeitseinkommen schwedischer Männer der Geburtskohorte 1924-1936 um 35% bis 40% geringer ist als der Gini-Koeffizient der Periodeneinkommen. Für Deutschland stellen Bönke et al. (2015) sogar noch größere Unterschiede fest. Das Jahreseinkommen der Geburtskohorte 1935 bis 1945 weist danach einen Gini-Koeffizienten in der Größenordnung von ca. 0,27 bis 0,31 auf, das Lebensarbeitseinkommen von 0,16 bis 0,20. Der Unterschied ist darauf zurückzuführen, dass Personen innerhalb ihres Lebensverlaufes die Position in der Einkommensverteilung wechseln.

Das zweite Problem sind Unterschiede in den Bildungserträgen zwischen unterschiedlichen Geburtsjahrgängen. Boockmann und Steiner (2006) finden einen Rückgang der Bildungsrenditen bis zum Ende der 1990er Jahre. Danach fielen die Bildungsrenditen bei den Frauen der Jahrgänge 1967 bis 1973 um ca. 4 Prozentpunkte niedriger aus als diejenigen der Jahrgänge 1954-1960, wenn beide im gleichen Lebensalter beobachtet werden. Bei den Männern beträgt der Unterschied allerdings nur 2 Prozentpunkte und ist nur schwach signifikant. Sie erklären die Unterschiede zwischen den Kohorten mit der Bildungsexpansion sowie mit den unterschiedlichen Kohortenstärken; eine Vorhersage der künftigen Bildungsrenditen auf dieser Basis ist jedoch mit großen Unsicherheiten behaftet.

Drittens werden Bildungsrenditen auf sehr unterschiedliche Weisen berechnet, so dass die Ergebnisse schwer vergleichbar sind. Viele vorhandene Studien berechnen Bildungsrenditen auf Basis der Ausbildungsjahre. Andere Studien berechnen die Bildungsprämien für unterschiedliche Ausbil-

dungsabschlüsse. Damit tragen sie der Tatsache Rechnung, dass für viele berufliche Laufbahnen bestimmte Ausbildungsvoraussetzungen geschaffen sein müssen. In weiteren Studien wird ferner nach Fachrichtungen des Abschlusses unterschieden (Ammermüller et al. 2005, Glocker und Storck 2012). Neben den formalen Bildungsabschlüssen können auch die Bildungserträge von frühkindlicher Bildung (z.B. Bartik 2014) einbezogen werden.

8.3.2 Verteilungswirkungen einer Einbeziehung des Humankapitals

Zur Berechnung des Humankapitals sollte nach der Argumentation des vorhergehenden Abschnitts das Lebensarbeitseinkommen verwendet werden. Vorhandene Schätzungen von Bönke et al. (2015) ergeben, wie bereits erwähnt, für die Verteilung des Lebensarbeitseinkommens einen Gini-Koeffizienten in der Größenordnung von 0,16 bis 0,20. Dies ist weiteraus geringer als der Gini-Koeffizient der Vermögensverteilung.

Wie hoch ist das Humankapital, d.h. das diskontierte Lebensarbeitseinkommen? Für Deutschland sind keine detaillierten Berechnungen verfügbar. Bauer et al. (2012) weisen für die Geburtsjahrgänge 1934 bis 1937 ein durchschnittliches Einkommen von 856.000 Euro aus. Für Finnland beträgt nach Ergebnissen von Koerselman und Uusitalo (2014) das Lebensarbeitseinkommen von Männern (Frauen) mit lediglich den Pflichtschuljahren und ohne berufliche Ausbildung 798.000 Euro (586.000 Euro), während es bei Hochschulabsolventen bei 1.914.000 Euro (1.327.000 Euro) liegt.

Als Vergleichsgröße können Ergebnisse aus dem kostenbasierten Ansatz von Ammermüller et al. (2005) verwendet werden. Das auf diese Weise gemessene Humankapital variiert zwischen 14.400 Euro für Personen, die nur die Grundschule besucht haben, und 528.000 Euro für Humanmediziner. Der durchschnittliche Wert des Humankapitals für die gesamte betrachtete Bevölkerung liegt bei 148.800 Euro. Die Kosten der Humankapitalbildung liegen also deutlich unter den Erträgen.

Anteilmäßig nimmt das Humankapital, wenn man es über das Lebensarbeitseinkommen schätzt, damit einen sehr großen Anteil am Gesamtvermögen an. Die Verteilung des Humankapitals hat deshalb einen erheblichen Einfluss auf die Verteilung des

erweiterten Vermögens. Eine Einbeziehung des Humankapitals in die Vermögensmessung würde zu einer deutlichen Reduzierung der Konzentration der Vermögensverteilung führen. Diese Reduzierung entsteht aus ähnlichen Gründen wie bei den Rentenversicherungsansprüchen, nämlich aus der Einbeziehung von Arbeitseinkommen. Im Vergleich zu den Rentenversicherungsansprüchen wird aber in diesem Fall das ganze Erwerbseinkommen und nicht nur der Teil der Bruttoeinkommen berücksichtigt, der in die Rentenversicherung abgeführt wird, so dass der Effekt insgesamt noch größer ist. Die Wirkung der Beitragsbemessungsgrenze in der Rentenversicherung wirkt dagegen in Richtung einer stärkeren Verringerung der Ungleichheit.

Vorhandene Ergebnisse zu den Bildungserträgen deuten auf Unterschiede zwischen Teilpopulationen hin. Nach den Ergebnissen von Anger und Lupo (2007) sind die Bildungsrenditen in den alten Bundesländern höher als in den neuen. Mader (2014) weist zudem auf Unterschiede in den Bildungserträgen zwischen den alten Bundesländern hin, die sich unter anderem auf die Qualität des Bildungssystems zurückführen lassen. Die Bildungserträge variieren des Weiteren mit dem Geschlecht und Studienfach. Die höchsten Bildungsrenditen erzielen Männer in Medizin und IT, Frauen in (Zahn-) Medizin und Management (Glocker und Storck 2012). In eine ähnliche Richtung gehen die Ergebnisse von Wahrenburg und Woldi (2007), die für einige Fächer wie zum Beispiel künstlerische oder agrarwissenschaftliche Studiengänge negative Bildungsrenditen ermitteln. Diese Unterschiede in den Bildungsrenditen tragen zur Einkommensungleichheit innerhalb von Bildungsgruppen bei.

Die empirische Literatur untersucht außerdem die Veränderungen im Lebensarbeitseinkommen zwischen unterschiedlichen Geburtskohorten (Bönke et al., 2015). Nach dieser Analyse, die auf Mikrodaten der Deutschen Rentenversicherung beruht, nimmt die Ungleichheit der Lebensarbeitseinkommen über die Alterskohorten deutlich zu. Beispielsweise beträgt der Gini-Koeffizient der bis zum Alter 45 akkumulierten Arbeitseinkommen bei Männern des Geburtsjahrgangs 1963 aus Westdeutschland 0,23. Der entsprechende Gini-Koeffizient für den Geburtsjahrgang 1935 beträgt dagegen nur 0,13; damit ist die intragenerationale Ungleichheit der Arbeitseinkommen in-

nerhalb einer Generation um 85% gestiegen. Das bedeutet, dass der ungleichheitsmindernde Effekt des Humankapitals auf das erweiterte Vermögen im Zeitablauf zurückgeht.

8.4 Fazit

Eine Einbeziehung von Humankapital in Verteilungsanalysen scheint deshalb sinnvoll, da dieses wesentliche Vermögensfunktionen erfüllt und, betrachtet man Humankapital als Investitionsgut, ein Zusammenführen von Investition und Ertrag analog zu sonstigen Investitionsrechnungen sinnvoll erscheint. Problematisch ist der immaterielle Charakter, wodurch typische Vermögensfunktionen wie die Übertragbarkeit nicht gegeben sind. Nimmt man das zu erwartenden Einkommen als Maßstab, kann Humankapital in materielle Größen umgerechnet werden und mit anderen Größen verglichen werden. Ähnlich wie im Falle des Sozialvermögens entstehen durch die Notwendigkeit von Prognosen und damit verbundenen Annahmen Unsicherheiten. Eine Ausweisung in Verteilungsanalysen sollte deshalb separat erfolgen.

Noch stärker als bei Rentenansprüchen vermindert die Einbeziehung des Humankapitals in einen erweiterten Vermögensbegriff die Ungleichheit der Vermögen. In beiden Fällen ist die Verteilung der Lebensarbeitseinkommen für die erweiterte Vermögensverteilung maßgeblich. Der Effekt des Humankapitals ist stärker, weil das gesamte im Lebensverlauf erzielte Arbeitseinkommen maßgeblich ist und nicht nur die daraus gezahlten Rentenversicherungsbeiträge. Wie bei den Rentenansprüchen vermindert sich der ungleichheitsmindernde Effekt der Einbeziehung von Humankapital in einen erweiterten Vermögensbegriff langfristig, da die Konzentration der Lebensarbeitseinkommen über die Geburtskohorten zunimmt.

9 Reichtum und Konsum – Konsummuster am oberen Ende der Verteilung

Reichtum wird allgemein als hoher materieller Wohlstand verstanden und wird in der Regel mit einem hohen Vermögen und/oder einem hohen Einkommen gleich gesetzt. Eine solche Definition bezieht sich auf die Verfügbarkeit materieller Ressourcen, die zum Konsum in der Gegenwart und in der Zukunft genutzt werden können. Darüber hinaus kann gegenwärtiger materieller Wohlstand auch an Hand der Menge des realisierten Konsums von Gütern und Dienstleistungen verstanden werden. Dies ist konsistent mit der gängigen mikroökonomischen Theorie, nach der Haushalte direkten Nutzen aus Konsum ziehen. Konsumausgaben sind auch deshalb ein attraktiver Indikator für Wohlstand, da sie geringeren Schwankungen unterliegen als Einkommen und somit als Maß für permanentes Einkommen dienen können.

Alle drei Dimensionen materiellen Wohlstands – Einkommen, Vermögen und Konsum – werden in der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) erfasst. Im Rahmen dieses Teilprojekts soll analysiert werden, in welcher Beziehung sie zueinander stehen. Dabei liegt ein besonderes Augenmerk auf dem Konsumverhalten der als wohlhabend definierten Bevölkerung, wobei sich diese je nach Dimension durchaus anders zusammensetzen kann. In einem ersten Schritt werden die Konsummuster über alle Bevölkerungsschichten analysiert. Hierzu werden Haushalte jeweils in die Vermögens-, Einkommens- und Konsumverteilung eingeordnet, beispielsweise nach Dezilen. Anschließend wird die Verteilung der Hauptausgabenkategorien am Anteil der Gesamtausgaben für jede Untergruppe beleuchtet. Dieser Vergleich könnte erste Erkenntnisse darüber liefern, welche Gütergruppen insbesondere von reichen Haushalten konsumiert werden und welche weniger. Darüber hinaus lassen sich Rückschlüsse auf unterschiedliche Konsummuster von vermögens- und einkommensreichen Haushalten ziehen.

9.1 Reichtum in drei verschiedenen Dimensionen

9.1.1 Gemeinsame Verteilung von Einkommen, Vermögen und Konsum

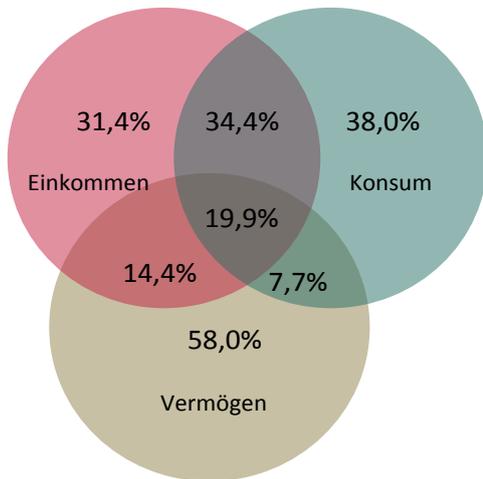
Dieser Abschnitt analysiert Reichtum nach den drei Dimensionen Einkommen, Vermögen und Konsum. Besonderes Augenmerk liegt auf der Konzentration von Reichtum über die drei Dimensionen hinweg. Als Datengrundlage dient hierfür die EVS, da sie alle drei Dimensionen materiellen Wohlstands – Einkommen, Vermögen und Konsum – zuverlässig erfasst. Im Kontext der Reichtumsberichterstattung steht man gleichwohl vor dem Problem, dass das maximale Monatseinkommen in der EVS 18.000 Euro beträgt und (einkommens-)reichere Haushalte nicht enthalten sind. Aus diesem Grund fasst dieser Teil den Reichtumsbegriff relativ weit und betrachtet weitgehend die obersten 10 Prozent einer Verteilung anstatt etwa das oberste Prozent.

Die drei Kreise im linken Teil von Abbildung 9.1 repräsentieren jeweils das oberste Dezil für eine der drei betrachteten Verteilungen⁹⁵. Jedes Dezil wird zerlegt in die Personen, die nur in der jeweiligen Dimension als reich gelten, oder auch in anderen Top-Dezilen vertreten sind. Etwa ein Fünftel des Top-Dezils (d.h. insgesamt 2% der Bevölkerung) ist nach allen drei Dimensionen als reich einzustufen. Der Anteil derjenigen, die sich sowohl nach Einkommen als auch nach Konsum im Top-Dezil befinden, ist höher als 50%. Dies unterstreicht den engen Zusammenhang zwischen laufendem Einkommen und Konsum. Nichtsdestotrotz ist in jedem Top-Dezil ein signifikanter Anteil an Personen zu finden (etwa 30% bei Einkommen, knapp

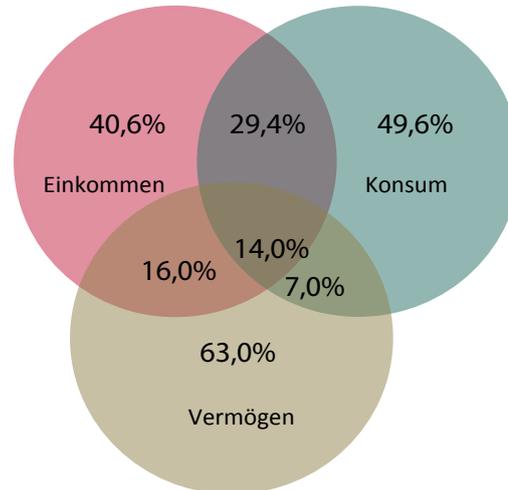
95 Für die Berechnung der Dezile wurde jeweils das äquivalenzgewichtete verfügbare Einkommen und der Gesamtkonsum verwendet. Die Vermögensdezile basieren auf dem Pro-Kopf-Nettovermögen.

A 9.1 Wechselseitige Anteile der Top-Dezile

Wechselseitige Anteile der jeweiligen obersten 10 Prozent



Wechselseitige Anteile der jeweiligen obersten 5 Prozent



Die Prozentwerte beziehen sich auf die Anteil an Personen im jeweiligen Top-Quantil.

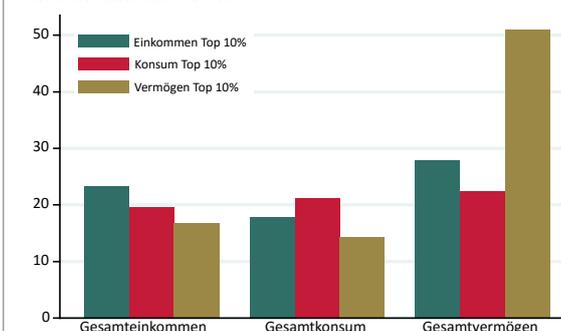
60% bei Vermögen), der ausschließlich nach dieser Definition als reich gilt. Diese Darstellung zeigt, dass materieller Wohlstand in Deutschland ein heterogenes Phänomen ist, bei dem je nach Definition ein unterschiedlicher Personenkreis subsumiert wird. Legt man noch engere Kriterien an und betrachtet etwa nur jeweils die obersten 5 Prozent einer Verteilung (rechter Teil von Abbildung 9.1), verstärkt sich dieser Eindruck.

einen Vermögensanteil von knapp 30% aufweist. Dies erscheint hoch, wenn man beachtet, dass nur etwa ein Drittel der Top-Einkommensbezieher gleichzeitig dem obersten Vermögensdezil zugeordnet werden. (siehe Abbildung 9.1). Daraus lässt sich schließen, dass sehr hohe Vermögen und Einkommen tendenziell bei den gleichen Personen konzentriert sind.

Die bisherige Betrachtung beschränkt sich auf die wechselseitigen Personen-Anteile zwischen den jeweiligen Top-Dezilen. Abbildung 9.2 erweitert diese Betrachtung um die Analyse der jeweiligen Anteile an der Gesamtsumme der Wohlstandsmaße. Die beobachtete Teilpopulation ist wieder das jeweilige Top-Dezil. Die Grafik zeigt die Anteile an der Gesamtsumme am Einkommen, Konsum oder Vermögen, die jeweils auf ein Top-Dezil entfallen. Es zeigt sich, dass auf alle drei Top-Dezile vergleichbare Anteile am Gesamteinkommen entfallen, nämlich um die 20%. Ähnlich sieht es bei den Konsumanteilen aus, hier liegt der Anteil jedoch etwas niedriger. Bei den Vermögensanteilen ist die hohe Vermögenskonzentration auffallend; das oberste Vermögensdezil verfügt über etwas mehr als die Hälfte des Gesamtvermögens. Darüber hinaus zeigt sich, dass das Top-Einkommensdezil

A 9.2 Wechselseitige Konzentration von Einkommen, Konsum und Vermögen

Anteil an der Gesamtsumme in %



Lesebeispiel: Der grüne Balken ganz links gibt den Anteil am Gesamteinkommen an, der auf das oberste Einkommensdezil entfällt. Der zweite Balken gibt entsprechend den Anteil des obersten Konsumdezils an.

9.1.2 Konsummuster für verschiedene Reichtums-Definitionen

Der Fokus dieses Abschnitts liegt auf dem Konsumverhalten der als wohlhabend definierten Bevölkerung. Diese ist, wie oben gezeigt, je nach Dimension anders zusammengesetzt. In einem ersten Schritt werden daher die Konsummuster über die drei vollständigen Wohlstandsverteilungen hinweg analysiert. Dies geschieht anhand der durchschnittlichen Ausgabenanteile für eine gewisse Konsumgütergruppe.

Die Konsumgüter und Dienstleistungen werden gemäß der COICOP-Klassifikation der UN aggregiert.⁹⁶ Besondere Behandlung erfahren langlebige Konsumgüter (Gebrauchsgüter) wie Fahrzeuge, Möbel, Schmuck oder elektronische Geräte. Ausgaben für Gebrauchsgüter finden eher unregelmäßig statt und werden daher unter Umständen nicht von der EVS erfasst, die lediglich die Ausgaben eines Quartals aufzeichnet. Wir begegnen diesem Problem in Anlehnung an Decoster et al. (2013), indem wir Haushaltszellen anhand von Einkommen (7 gleich große Klassen), Alter des Haushaltsvorstands (7 Klassen) und Haushaltstyp (4 Klassen) definieren. Für jedes Gebrauchsgut wird die Summe der Quartalsausgaben innerhalb einer Zelle ermittelt und gleichmäßig auf alle Mitglieder dieser Zelle verteilt. Zusätzlich wird ein Korrekturterm für das Quartal der Anschaffung addiert. Dahinter steht die Annahme, dass jeder Haushalt innerhalb einer Zelle ähnliche Präferenzen bezüglich des Konsums von Gebrauchsgütern hat, diese Ausgaben jedoch in der Vergangenheit getätigt hat

96 COICOP = Classification of Individual Consumption According to Purpose (<http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regcst.asp?Cl=5>). Für die Berechnung des Haushaltskonsums werden folgende Größen nicht berücksichtigt: unterstellte Mieten für Wohneigentümer, direkte Steuern, Versicherungsprämien, private Transfers, Schuldendienst und Ausgaben für Vermögensbildung.

und immer noch Nutzen aus dem Konsum zieht. Als zusätzliche Ausgabenkategorie dient die Ersparnisbildung.

Die drei Abbildungen (Abbildung 9.3.) stellen die Konsumstruktur jeweils über eine der drei Verteilungen nach Dezilen dar. Abgebildet ist jeweils der durchschnittliche Anteil der Ausgaben für bestimmte Güter am Gesamtbudget innerhalb eines Dezils.⁹⁷ Auffallend ist bei allen drei Verteilungen der deutlich geringere Anteil der Wohnkosten (inkl. Nebenkosten) für reichere Haushalte. Während für die jeweils untersten Dezile mindestens ein Drittel der Ausgaben auf Wohnkosten entfällt, beträgt er nur noch 10-15% für die jeweils reichsten 10%. Im Gegensatz dazu wird mit steigendem Einkommen und Vermögen deutlich mehr gespart. Weitere Ausgabenkategorien, auf die mit steigendem Wohlstand höhere Anteile entfallen, sind Ausgaben für Beherbergung und Gaststätten sowie für Freizeit und Kultur. Darüber hinaus fällt die steigende Rolle von Ausgaben für die Gesundheitspflege auf. Hierbei ist jedoch zu beachten, dass diese Ausgaben möglicherweise von der privaten Krankenversicherung erstattet werden; hierüber liegen in den Daten jedoch keine Informationen vor.

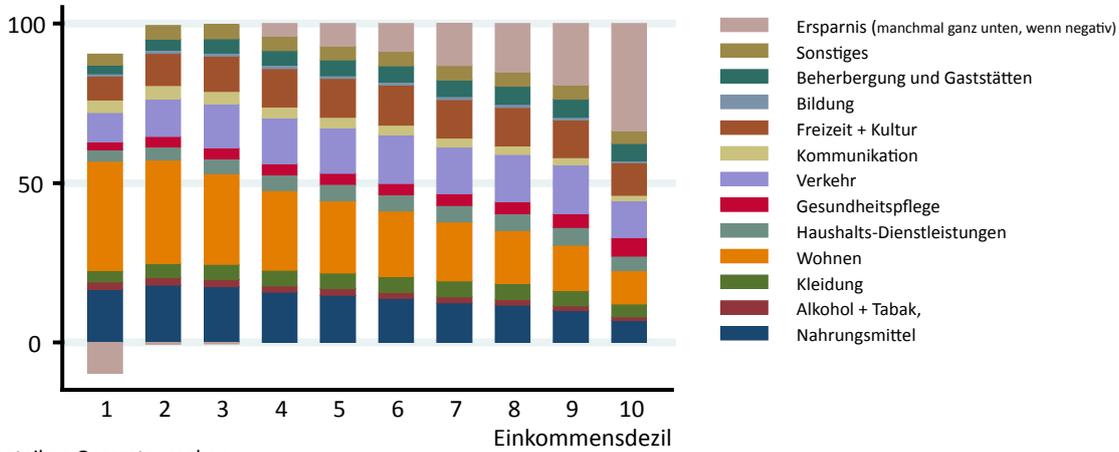
Abbildung 9.4 vergleicht die Konsumstruktur der drei Top-Dezile; im Unterschied zu den vorigen Graphen ohne die Kategorie „Ersparnis“. Lässt man die Sparneigung außer Acht, die bei Konsumreichen wenig überraschend am geringsten ausfällt, ist die Konsumstruktur der Reichen bemerkenswert ähnlich.

97 Das Gesamtbudget setzt sich zusammen aus den Konsumausgaben und den Ausgaben für Ersparnis.

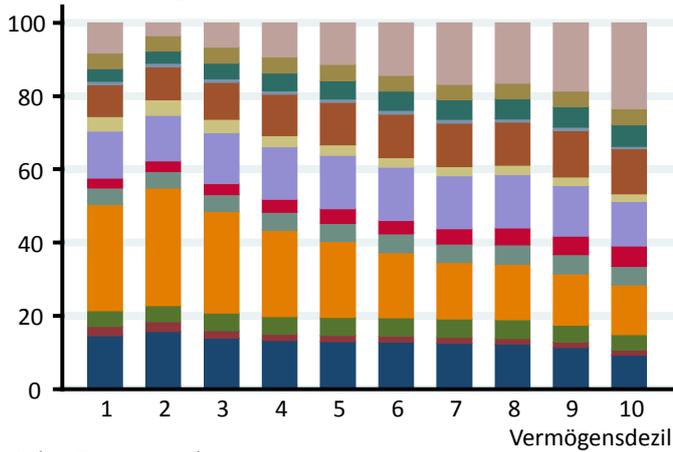
A 9.3

Konsumstruktur nach Dezilen

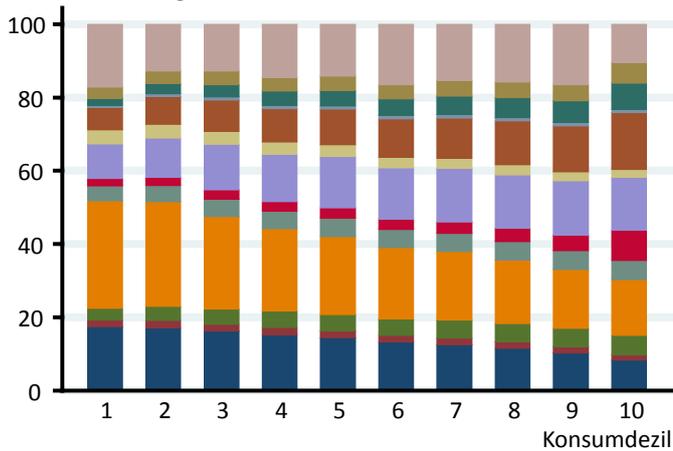
Anteil an Gesamtausgaben



Anteil an Gesamtausgaben

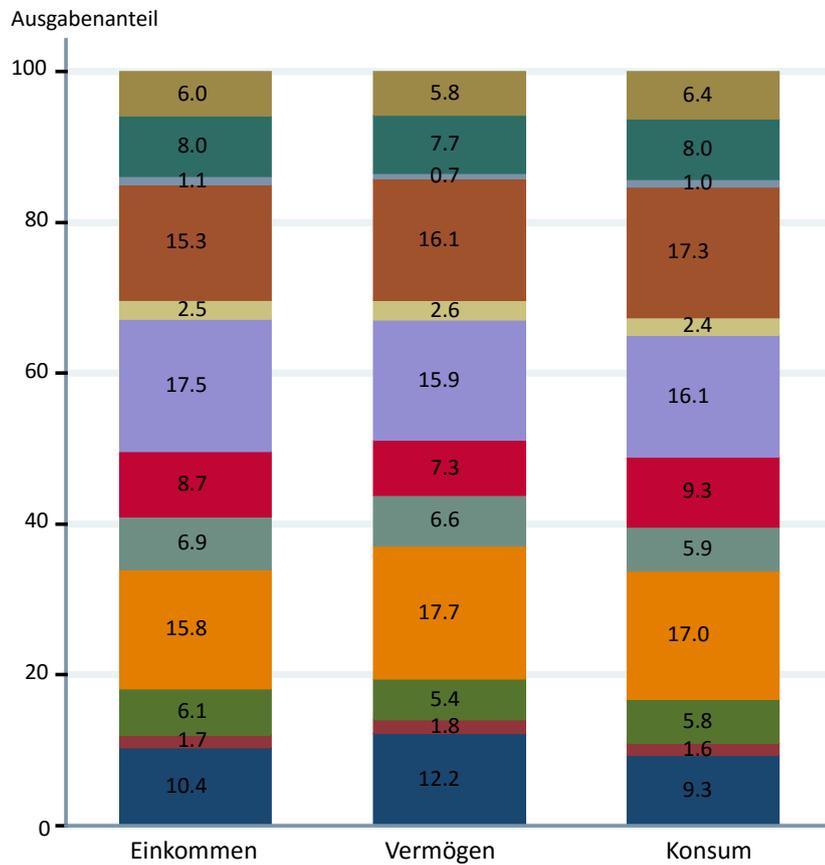


Anteil an Gesamtausgaben



A 9.4

Konsumstruktur der jeweiligen Top-Dezile



- Legende:**
- Ersparnis (manchmal ganz unten, wenn negativ)
 - Sonstiges
 - Beherbergung und Gaststätten
 - Bildung
 - Freizeit + Kultur
 - Kommunikation
 - Verkehr
 - Gesundheitspflege
 - Haushalts-Dienstleistungen
 - Wohnen
 - Kleidung
 - Alkohol + Tabak,
 - Nahrungsmittel

9.2. Identifikation von „Luxusgütern“

Der Konsum der Reichen wird regelmäßig mit Luxusgütern in Verbindung gebracht. Dieser abschließende Teil liefert daher eine Einordnung von Gütergruppen hinsichtlich ihres Luxusgutcharakters. Die deskriptive Darstellung wird anschließend ergänzt durch einen Vergleich mit der derzeitigen Ausgestaltung der Mehrwertsteuer.

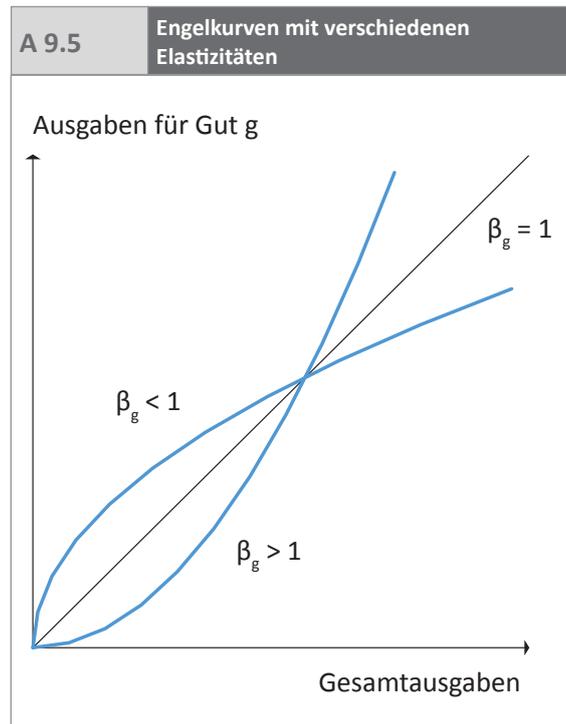
9.2.1 Methodik zur Schätzung des Zusammenhangs von Einkommen und Konsum

Das Konzept von Luxusgütern ist eng verwoben mit dem der Engelkurve, welche den Zusammenhang zwischen dem Konsum eines bestimmten Guts oder einer bestimmten Gütergruppe mit den gesamten Konsumausgaben eines Haushalts abbildet. Dementsprechend werden normale Güter definiert als diejenigen Güter, deren Konsum unterproportional zu den Gesamtausgaben steigt, während der Konsum des Luxusguts überproportional steigt. Ökonometrisch lässt sich eine lineare Engelkurve für die Gütergruppe g folgendermaßen darstellen:

$$\ln c_{ig} = \alpha_g + \beta_g \ln x_i + \gamma_g' X_i + \varepsilon_{ig}$$

In der obigen Gleichung steht x_i für den Gesamtkonsum des Haushalts x_i und c_{ig} für die Haushaltsausgaben für Gütergruppe g . Die Matrix X_i beinhaltet eine Reihe von weiteren Haushaltsvariablen. Die logarithmische Form erlaubt die Interpretation des Parameters β_g als Ausgabenelastizität der Konsumgütergruppe β_g . Gütergruppen mit $\beta_g=1$ werden als normale Güter klassifiziert, während Luxusgüter durch eine Elastizität von $\beta_g > 1$ gekennzeichnet sind. Güter mit einer Ausgabenelastizität unter 1 werden schließlich als notwendige Güter bezeichnet.

Für die Schätzung von Nachfrage-Systemen wird in der Literatur die oben dargestellte lineare Gleichung regelmäßig um das Quadrat der Ausgaben (bzw. des Einkommens) ergänzt. Obwohl dies die beobachteten Konsummuster besser beschreibt, impliziert dieser Ansatz Ausgabenelastizitäten, die wiederum mit den Gesamtausgaben x_i variieren. Aus Gründen der Übersichtlichkeit behalten wir daher die lineare Spezifikation bei; die geschätz-



ten Elastizitäten sind daher als Durchschnittswerte über die Bevölkerung zu interpretieren.⁹⁸

Ein typisches Problem bei der Engelkurven-Schätzung ergibt sich aus dem Vorhandensein von Nullkonsum. Dieser kann aus drei Gründen auftreten. Erstens können die Angaben fehlerhaft sein, d.h. der Haushalt hat positive Ausgaben für ein Gut, gibt diese allerdings nicht an. Zweitens können die Ausgaben unregelmäßig auftreten. Drittens ist es möglich, dass der Haushalt tatsächlich ein bestimmtes Gut nicht konsumiert. Auf das erste Problem wird hier nicht weiter eingegangen, da es kein Verfahren gibt, das die Identifizierung von fehlerhaften Angaben ermöglicht. Daneben stellen Messfehler kein grundsätzliches Problem für die Schätzung dar, wenn sie nicht systematisch mit Haushaltseigenschaften korreliert sind. Das zweite Phänomen (unregelmäßige Ausgaben) ist insbesondere relevant für die Ausgaben für Gebrauchsgüter. Dem wird dadurch begegnet, dass diese Ausgaben zwischen Haushalten mit ähnli-

⁹⁸ Die Schätzung eines Quadratischen Nachfrage-systems für die EVS-Wellen von 1988 und 1993 in Kohn und Mossing (2003), S. 437, zeigt jedoch keine gravierenden Schwankungen der Ausgabenelastizität über die Einkommensverteilung.

chen Eigenschaften geglättet werden, wie im vorhergehenden Abschnitt beschrieben.

Dem dritten Problem, Nullkonsum aufgrund von Präferenzen gegen ein bestimmtes Gut, wird üblicherweise begegnet, indem die Konsumgüter als Aggregat, etwa von Lebensmitteln oder Bildungsausgaben, analysiert werden. Dies reduziert den Anteil der Nullausgaben pro Kategorie deutlich. Die vorliegende Analyse zielt allerdings auf eine geringe Aggregation ab, was nach einem alternativen Ansatz verlangt. Daher wird die obige Gleichung anhand einer Tobit-Spezifikation geschätzt. Dieses Verfahren berücksichtigt, dass sich die Werte der abhängigen Variable einer Regression (hier: die Ausgaben für ein bestimmtes Gut) am Rand eines Wertebereichs häufen.

Für Gütergruppen mit einem Anteil positiver Ausgaben unter 5% sehen wir von einer Identifikation der Ausgabenelastizität aufgrund mangelnder empirischer Basis und Relevanz ab. Schließlich wird die Gruppe „unterstellte Mieten“ nicht betrachtet, da diese Schätzwerte für Haushalte mit Wohneigentum darstellen und keine Konsumgröße im klassischen Sinne sind. Darüber hinaus werden einige Gütergruppen zusammengefasst.⁹⁹ Insgesamt verbleiben 108 Gütergruppen, die auf ihren Luxusgutcharakter hin untersucht werden.

9.2.2 Ergebnisse aus der Schätzung von Engel-Kurven für einzelne Güter

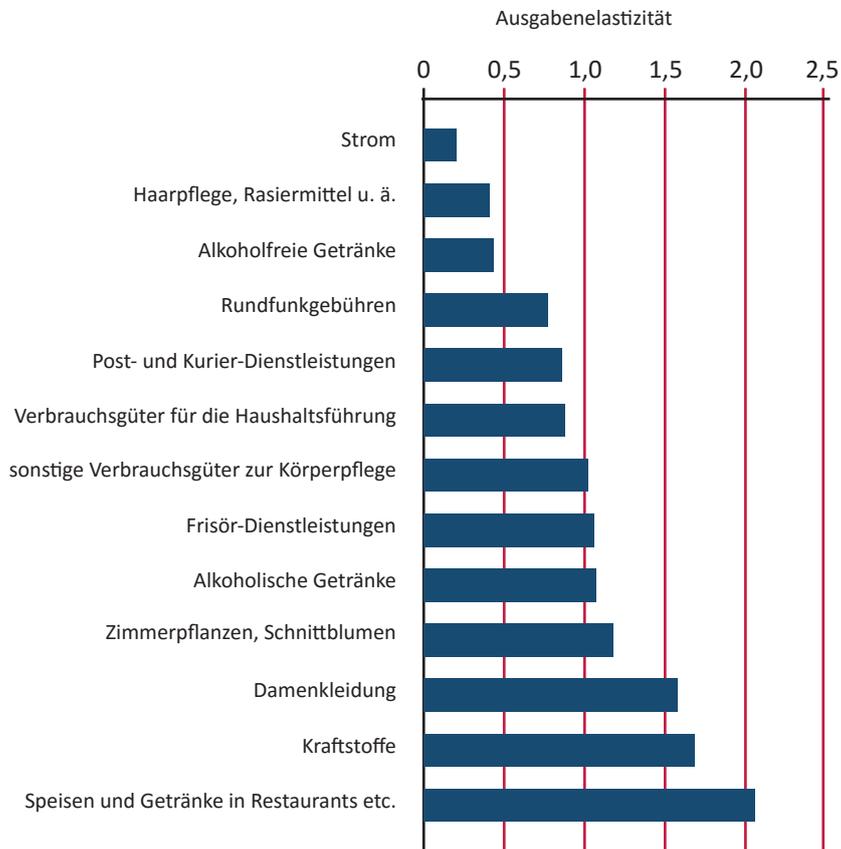
Abbildung 9.6 listet die so ermittelten Ausgabenelastizitäten für diejenigen Gütergruppen auf, die der überwiegende Teil der Haushalte tatsächlich konsumiert. Während Strom, Haarpflege und Nahrungsmittel erwartungsgemäß den normalen Gütern entsprechen, haben Kraftstoffe und Speisen in Restaurants klar Luxusgut-Charakter.

Die Tabelle 9.1 listet für alle 108 Ausgabenkategorien die geschätzten Elastizitäten in aufsteigender Reihenfolge auf. Zu den Gütern mit sehr niedrigen Elastizitäten gehören Heizstoffe, Mieten

und Kinderbekleidung. Die Güter mit dem stärksten Luxusgut-Charakter sind einige medizinische Dienstleistungen, Reiseausgaben (Übernachtungen und Transport), fahrzeugbezogene Ausgaben wie Reparaturen und Kraftstoffe sowie Freizeit- und Kulturausgaben. Überraschenderweise sind Finanzdienstleistungen nicht als Luxusgüter einzuordnen; die mit dem Einkommen stark steigende Sparneigung ließe anderes erwarten. Schmuck und Uhren werden üblicherweise ebenfalls eher als Luxusgüter wahrgenommen als sich aus dieser Analyse ergibt. Interessant ist der Kontrast zwischen dem Kauf von Büchern ($\beta=1,67$) und den Ausleihgebühren für Bücher ($\beta=-0,63$).

In diesem Zusammenhang drängt sich ein Vergleich mit der derzeitigen Ausgestaltung der Mehrwertsteuer auf. Neben einigen Ausgaben, die vollständig steuerbefreit sind (v.a. Mieten, medizinische Dienstleistungen und Bildung), wird ein ermäßigter Steuersatz von 7% auf einige Gütergruppen angewendet. Diese Steuerermäßigungen sind oft verteilungspolitisch motiviert und sollen der Vermeidung sozialer Härten dienen. Diese Motivation kann mit unseren Schätzergebnissen überprüft werden. Während Mieten (steuerbefreit) und Nahrungsmittel (weitgehend steuerermäßigt) klar als notwendige Güter einzustufen sind, gibt es einige steuerermäßigte Ausgabenkategorien mit hohen Ausgabeelastizitäten. Neben ärztlichen Dienstleistungen (ohne Berücksichtigung eventueller PKV-Erstattungen) sind dies insbesondere Übernachtungen und Kulturveranstaltungen. Ärztliche Dienstleistungen sind dabei steuerlich freigestellt, für Übernachtungen und Kultur wird der ermäßigte Steuersatz fällig. Diese Regelungen sind aus Verteilungsgesichtspunkten zu hinterfragen, da ihr Ausgabenanteil mit steigenden Ausgaben überproportional steigt und bei reichen Haushalten einen signifikanten Anteil des Gesamtkonsums ausmacht. Ungeachtet der Diskussion, ob Konsumsteuern ein geeignetes Instrument zum Erreichen von Umverteilungszielen sind, lassen sich aus unseren Ergebnissen Konsumgütergruppen identifizieren, für die ein ermäßigter Steuersatz aus Umverteilungserwägungen sinnvoller wäre.

99 Die EVS beinhaltet vier Variablen zu Instandhaltungskosten am Haus, getrennt nach Eigentümerstatus. Diese werden aufaddiert und gehen als Aggregat in die Berechnung ein. Außerdem werden die Kategorien „Internet/Onlinedienste“ und „Flatrate als Kombipaket“ in der Kategorie „Internet“ zusammengefasst.



T 9.1

Ausgabenelastizitäten diverser Güter und Dienstleistungen nach Höhe der Elastizität

Ausgabenkategorie	Rang	Ausgabenelastizität	Ausgabenkategorie	Rang	Ausgabenelastizität
Kohle, Holz u.ä.	1	-2.680	Gartenerzeugnisse, Verbrauchsgüter für Gartenpflege	55	0,945
Heizöl	2	-1.365	Bekleidungszubehör	56	0,952
Bekleidungsstoffe	3	-1.298	Glücksspiele	57	0,980
Tabakwaren	4	-1.274	Internet	58	0,984
Fern-/Zentralheizung, Warmwasser (auch Umlagen)	5	-1.226	Schuhe für Damen ab 14J	59	0,998
Ausleihgebühren für Bücher und Broschüren	6	-0,630	Zahnersatz Materialkosten (inkl. Eigenanteile)	60	1,011
Miete für Hauptwohnung	7	-0,451	sonstige Verbrauchsgüter für Körperpflege	61	1,022
Anderer med. Erzeugn. mit Rezept (nur Eigenanteil, Rezeptgebühren)	8	-0,124	Schreibwaren, Zeichenmaterial u.ä.	62	1,030
Haustiere einschl. Veterinär- u.a. Dienstleistungen	9	-0,095	Datenverarbeitungsgeräte, Software	63	1,035
Praxisgebühren	10	-0,008	Zeitungen und Zeitschriften	64	1,045
Zubehör-, Einzel-, Ersatzteile für Fahrräder	11	0,016	Friseurdienstleistungen	65	1,058
Reparaturen an HHgeräten (einschl. Mieten)	12	0,018	Mobilfunk	66	1,062
Schuhe f. Kinder unter 14J	13	0,044	Alkoholische Getränke	67	1,068
Festnetz-Telefon, Fax, Telegramme	14	0,052	Anderer Gebrauchsgüter für die HHführung	68	1,070
Gas	15	0,085	Zimmerpflanzen und Schnittblumen	69	1,178
Strom	16	0,207	Chem. Reinigung, Waschen, Bügeln, Färben von Bekleidung	70	1,202
Elektr. Geräte f. Körperpflege (einschl. Reparaturen)	17	0,226	Ausgaben für Instandhaltung und Reparaturen an der Wohnung	71	1,263
Nicht motorbetriebene Gartengeräte	18	0,310	Sonstige persönliche Gebrauchsgegenstände	72	1,265
Kühlschränke, Gefrierschränke, -truhen	19	0,321	Sonstige Gebrauchsgüter für Bildung, Unterhaltung, Freizeit	73	1,279
Fremde Änderungen, Reparaturen an Schuhen (inkl. Leihgebühren)	20	0,334	Kauf von gebrauchten Kfz	74	1,280
Bekleidung für Kinder unter 14J (ohne Strumpfwaren)	21	0,344	Fremde Verkehrsdienstleistungen (ohne Luftverkehr, ohne Übernachtung)	75	1,299
Dienstleistungen d. Krankenhäuser (inkl. Eigenanteile)	22	0,365	sonst. med. Versorgung außerhalb von Krankenhäusern (inkl. Eigenanteile)	76	1,341
Schuhzubehör	23	0,371	Möbel- und Einrichtungsgegenstände	77	1,372
Nebenkosten für die Hauptwohnung	24	0,395	Garagen- und Stellplatzmiete	78	1,417
Nahrungsmittel	25	0,404	sonst. Freizeit- und Kulturdienstleistungen	79	1,418
Haarpflege-, Rasiermittel, u.ä.	26	0,411	Herrnbekleidung ab 14J (ohne Strumpfwaren)	80	1,422
Alkoholfreie Getränke	27	0,433	Gebrauchsgüter für Kultur, Sport, Camping, Erholung	81	1,423
Motorbetriebene Werkzeuge für Haus und Garten	28	0,476	Ersatzteile, Zubehör für KFZ und Krafträder	82	1,431
Kindergärten	29	0,479	Kauf von neuen KFZ	83	1,436
Waschmaschinen, Wäschetrockner, Geschirrspül-, Bügelmaschinen	30	0,485	Bild-, Daten- und Tonträger	84	1,449
Kauf von Telefon-, Faxgeräten, Mobiltelefonen, Anrufbeantworter	31	0,500	Sportartikel	85	1,456
Anderer med. Erzeugn. ohne Rezept (nur Eigenanteil, Rezeptgebühren)	32	0,518	Gebühren für Kurse zur Weiterbildung u.ä.	86	1,460
Schuhe für Herren ab 14J	33	0,530	Therapeutische Mittel, Geräte	87	1,510
Finanzdienstleistungen	34	0,567	Besuch von Sport-, Freizeit- und Kulturveranstaltungen, -einrichtungen	88	1,513
Kleine elektrische HHgeräte	35	0,568	Anderer Dienstleistungen für Körperpflege	89	1,569
andere Verbrauchsgüter für Körperpflege	36	0,577	Damenbekleidung ab 14J (ohne Strumpfwaren)	90	1,575
Sonstige größere Haushaltsgeräte	37	0,604	Ausleihgebühren f. Sport- und Campingartikel	91	1,634
Herrnen-, Damen-, Kinderstrumpfwaren	38	0,607	Kraftstoffe und Schmiermittel	92	1,678
Kauf von Fahrrädern	39	0,706	Bücher und Broschüren	93	1,684
Kauf von Krafträdern	40	0,720	Hobbykurse	94	1,728
Radios, Tonaufnahme-, Tonwiedergabegeräte	41	0,724	sonst. Dienstleistungen	95	1,761
Heimtextilien	42	0,731	Speisen, Getränke in Kantinen, Mensen	96	1,884
Pharmazeut. Erzeugn. mit Rezept (nur Eigenanteil, Rezeptgebühren)	43	0,759	Studien-, Prüfungsgebühren an Schulen, Universitäten	97	1,937
Fernseh-, Videogeräte, TV-Antennen	44	0,765	Besuch von Kulturveranstaltungen, -einrichtungen	98	1,952
Rundfunk- und Fernsehgebühren	45	0,768	Speisen, Getränke in Restaurants, Cafés, Imbissständen	99	2,052
Änderungen und Reparaturen an Bekleidung (inkl. Leihgebühren)	46	0,792	Zahnarztleistungen (inkl. Eigenanteile)	100	2,077
Glaswaren, Geschirr u.a. HHgegenstände	47	0,795	Wartungen und Reparaturen von Fahrzeugen	101	2,297
Spielwaren	48	0,801	sonstige Verkehrs-Dienstleistungen	102	2,393
Post- und Kurierdienstleistungen	49	0,858	Fremde Verkehrsdienstleist. (ohne Luftverkehr, mit Übernachtung)	103	2,544
Verbrauchsgüter für HHführung	50	0,875	Pauschalreisen im Inland	104	2,721
Pharmazeut. Erzeugnisse ohne Rezept (nur Eigenanteil, Rezeptgebühren)	51	0,881	Arztleistungen (inkl. Eigenanteile)	105	3,531
Foto-, Filmausrüstungen, optische Geräte	52	0,902	HHhilfen u.a. häusliche Dienstleistungen	106	3,583
Schmuck, Uhren (inkl. Reparaturen)	53	0,921	Übernachtungen	107	4,134
Bodenbeläge	54	0,925	Pauschalreisen im Ausland	108	7,485

10 Literatur

- Alessie, R.; Angelini, V. & van Santen, P. (2013), 'Pension wealth and household savings Europe: Evidence from SHARELIFE', *European Economic Review* 63(C), 308-328.
- Ammermüller, A.; Weber, A. & Westerheide, P. (2005), 'Die Entwicklung und Verteilung des Vermögens privater Haushalte unter besonderer Berücksichtigung des Produktivvermögens', Technical report, Bundesministeriums für Gesundheit und Soziale Sicherung. Bonn., ZEW.
- Ammermüller, A.; Weber, A. M. & Westerheide, P. (2005), 'Die Entwicklung und Verteilung des Vermögens privater Haushalte unter besonderer Berücksichtigung des Produktivvermögens', Abschlussbericht zum Forschungsauftrag des Bundesministeriums für Gesundheit und Soziale Sicherung.
- Andreß, H. (2014), *Frieden und Emanzipation? Über zutreffende und weniger zutreffende Erklärungen zunehmender Einkommensungleichheit in Deutschland*, Springer Verlag Heidelberg.
- Anger, S. & Lupo, K. (2007), 'Bildungsrenditen von Vollzeitbeschäftigten in Deutschland: der Osten hat aufgeholt', *DIW Wochenbericht* 74(10), 149-157.
- Antonczyk, D.; Fitzenberger, B. & Sommerfeld, K. (2010a), 'Rising Wage Inequality, The Decline of Collective Bargaining and the Gender Wage Gap', *Labour Economics* 17(5), 835-847.
- Appelt, E. Reiterer, A. (2009), 'Wer heiratet wen? Bildungshomogamie und soziale Mobilität in Österreich', *ÖZS* 34, 45-64.
- Bach, S.; Haan, P.; Coppola, M. & Rausch, J. (2014), 'Wirkungen von Rentenreformen auf Rentenbeitrag und Rentenniveau sowie Beschäftigungseffekte der Rentenbeitragsänderung: Forschungsprojekt im Auftrag der Initiative Neue Soziale Marktwirtschaft GmbH - INSM, DIW Berlin.', *Politikberatung kompakt* 79.
- Bargain, O.; Dolls, M.; Immervoll, H.; Neumann, D.; Peichl, A.; Pestel, N. & Siegloch, S. (2015), 'Tax Policy And Income Inequality In The United States', *Economic Inquiry* 53, 1061-1085.
- Bartik, T. (2014), 'From preschool to prosperity: the economic payoff to early childhood education', W.E. Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo, Michigan.
- Bauer, T. K.; Bender, S.; Paloyo, A. R. & Schmidt, C. M. (2012), 'Evaluating the labor-market effects of compulsory military service', *European Economic Review* 56(4), 814-829.
- Becker, G. S. (1964, 1993, 3rd ed.), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, University of Chicago Press.
- Biewen, M. (2002), 'Bootstrap Inference for Inequality, Mobility And Poverty Measurement', *Journal of Econometrics* 108, 317-342.
- Björklund, A. (1993), 'A comparison between actual distributions of annual and lifetime income: Sweden 1951-89', *Review of Income and Wealth* 39, 377-386.
- Blackwell, D. (1998), 'Marital Homogamy in the United States: The Influence of Individual and Paternal Education', *Social Science Research* 27, 159-188.
- Blossfeld, H. & Timm, A. (1997), 'Das Bildungssystem als Heiratsmarkt. Eine Längsschnittanalyse der Wahl von Heiratspartnern im Lebenslauf', Technical report, SFB 186 Statuspassagen und Risikolagen im Lebensverlauf.
- Bolleyer, R. (2005), 'Revision der Investitionen nach Wirtschaftsbereichen und Sektoren', *Wirtschaft und Statistik* 7.
- Bönke; Corneo & Westermeier (2015), *Erbschaft und Eigenleistung im Vermögen der Deutschen: Eine Verteilungsanalyse*.

- Boockmann, B. & Steiner, V. (2006), 'Cohort Effects and the Returns to Education in West Germany', *Applied Economics* 38, 1135-1152.
- Bourdieu, P. Richardson, J. G., ed., (1986), *Handbook for Theory and Research for the Sociology of Education*, Greenwood Press, New York, chapter The Forms of Capital, pp. 241-258.
- Bourdieu, P. (1983), *Soziale Ungleichheiten*'Soziale Ungleichheiten', Reinhard Kreckel, Göttingen, pp. 183-198.
- Brandmeir, K.; Grimm, M.; Heise, M. & Holzhausen, A. (2013), 'Allianz Global Wealth Report 2013', Technical report, Allianz.
- Brenner, J. (2010), 'Life-cycle variations in the association between current and lifetime earnings: Evidence for German natives and guest workers', *Labour Economics* 17, 392-406.
- Breyer, F. (2009), 'Gesetzliche Rente: bedeutet Teilhabe-äquivalenz Verteilungsneutralität? Ein weiterer Irrtum', *Wirtschaftsdienst* 93(2), 117-119.
- Breyer, F. & Hupfeld, S. (2009), 'Neue Rentenformel - mehr Gerechtigkeit und weniger Altersarmut', *DIW Wochenbericht* 75(9), 82-86.
- Browning, M.; Bourguignon, F.; Chiappori, P. & Lechene, V. (1994), 'Income and outcomes: A structural model of intrahousehold allocation', *Journal of Political Economy* 102, Nr. 6, 1067-1096.
- Brümmerhoff, D. & Grömling, M. (2014), 'Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen 2014 - Folgen für die ökonomische Analyse', *Wirtschaftsdienst* 4, 281-287.
- Brümmerhoff, D. & Grömling, M. (2011), 'Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen', .
- Bucher-Koenen, T. & Lusardi, A. (2011), 'Financial literacy and retirement planning in Germany', *Journal of Pension Economics and Finance* 10(04), 565-584.
- Bundesbank (2008), 'Integrierte sektorale und gesamtwirtschaftliche Vermögensbilanzen für Deutschland', *Monatsbericht* Januar 2008, 31-47.
- Bundesministerium für Arbeit und Soziales (2011), 'Aktualisierung der Berichterstattung über die Verteilung von Einkommen und Vermögen in Deutschland', Studie für den 4. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales .
- Bundesministerium für Arbeit und Soziales (2013), 'Lebenslagen in Deutschland - Der Vierte Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung'.
- Burzan, N. (2008), *Quantitative Forschung in der Sozialstrukturanalyse - Anwendungsbeispiele aus methodischer Perspektive*, Springer Verlag, chapter Bildung als prägender Faktor in der Sozialstruktur. Das Beispiel der bildungsspezifischen Partnerwahl, pp. 71-88.
- Capgemini (2013), 'World Wealth Report'.
- Card, D.; Heining, J. & Kline, P. (2013), 'Workplace Heterogeneity and the Rise of West German Wage Inequality', *Quarterly Journal of Economics* 128(3), 967-1015.
- Credit Suisse (2013), 'Credit Suisse Global Wealth Report 2013', Credit Suisse Research Institute.
- Chiappori, P. & Meghir, C. (2014), 'Intra-household welfare', Technical report, NBER.
- Corneo, G.; Schröder, C. & König, J. (2015), 'Distributional Effects of Subsidizing Retirement Savings Accounts', Freie Universität Berlin, Fachbereich Wirtschaftswissenschaft, Diskussionspapier 18(18).
- Decoster, A.; Ochmann, R. & Spiritus, K. (2013), 'Integrating Indirect Taxation into EUROMOD - Documentation and Results for Germany', Technical report, Euromod Working Paper.
- Dennis, I. & Guio, A.-C. (2004), 'Monetary poverty in new member states and candidate countries', *Statistics in Focus*.
- DiMaggio, P. (1982), 'Cultural Capital and School Success: The Impact of Status Culture Participation on the Grades of U.S. High School Students', *American Sociological Review* 47(2), 189-201.

- DiNardo, J.; Fortin, N. & Lemieux, T. (1996), 'Labor Market Institutions and the Distribution of Wages', 1973-1992: A Semiparametric Approach', *Econometrica* 64, 1001-1044.
- Domanski, H. & Przybysz, D. (2007), 'Educational Homogamy in 22 European Countries', *European Societies* 9 (4), 495-526.
- Dustmann, C.; Ludsteck, J. & Schönberg, U. (2009), 'Revisiting the German Wage Structure', *Quarterly Journal of Economics* 124(2), 843-881.
- Engelhardt, G. V. & Kumar, A. (2011), 'Pensions and Household Wealth Accumulation', *Journal of Human Resources* 46(1), 203-236.
- Engen, E. M.; Gale, W. G. & Uccello, C. E. (2004), 'Lifetime Earnings, Social Security Benefits, and the Adequacy of Retirement Wealth Accumulation', Working Papers, Center for Retirement Research at Boston College 2004-10.
- Eurosystem Household Finance & Consumption Network (2013a), 'The Eurosystem household finance and consumption survey: methodological report for the first wave', ECB Statistical Paper Series 1.
- Eurosystem Household Finance & Consumption Network (2013b), 'The Eurosystem household finance and consumption survey: results from the first wave', ECB Statistical Paper Series 2.
- Fachinger, U. (1998), 'Die Verteilung der Vermögen privater Haushalte: Einige konzeptionelle Anmerkungen sowie empirische Befunde für die Bundesrepublik Deutschland', Zentrum für Sozialpolitik, Universität Bremen.
- Fachinger, U. (1998), 'Die Verteilung der Vermögen privater Haushalte: Einige konzeptionelle Anmerkungen sowie empirische Befunde für die Bundesrepublik Deutschland', Technical report, Zentrum für Sozialpolitik, Universität Bremen.
- Feldstein, M. S. (1976), 'Perceived Wealth in Bonds and Social Security: A Comment', *Journal of Political Economy* 84(2), 331-336.
- Fessler, P.; Mooslechner, P. & Schürz, M. (2010), 'Zur Konzeption des Vermögens in der Erhebung des Eurosystems zu Finanzen und Konsum der privaten Haushalte', *Statistiken/ Österreichische Nationalbank: Daten & Analysen*, 40-55.
- Fessler, P.; Mooslechner, P. & Schürz, M. (2010), 'Zur Konzeption des Vermögens in der Erhebung des Eurosystems zu Finanzen und Konsum der privaten Haushalte', *Statistiken/ Österreichische Nationalbank: Daten & Analysen*, 40-55.
- Fitzenberger, B. (2012), 'Expertise zur Entwicklung der Lohnungleichheit in Deutschland', Technical report, Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung.
- Frick, J. & Grabka, M. (2010), 'Old-Age Pension Entitlements Mitigate Inequality: But Concentration of Wealth Remains High', *DIW Weekly Report* 6, 55-64.
- Frick, J. R.; Goebel, J.; Grabka, M. M.; Groh-Samberg, O. & Wagner, G. G. (2007a), 'Zur Erfassung von Einkommen und Vermögen in Haushaltssurveys: Hocheinkommensstichprobe und Vermögensbilanz im SOEP', *DIW Data Documentation 19*, DIW Berlin, .
- Frick, J. R.; Grabka, M. M. & Marcus, J. (2007b), 'Editing and Multiple Imputation of Item-Non-Response in the 2002 Wealth Module of the German Socio-Economic Panel (SOEP)', in *DIW Berlin, ed., 'DIW Data Documentation No. 18'*.
- Fuchs, V. R. (1967), 'Redefining poverty and redistributing income', *The Public Interest*, 88-95.
- Fuchs-Schündeln, N.; Krüger, D. & Sommer, M. (2010), 'Inequality Trends for Germany in the Last Two Decades: A Tale of Two Countries', *Review of Economic Dynamics* 13, 103-132.
- Galama, T. (2015), 'A Contribution to Health-Capital Theory', *Human Capital and Economic Opportunity Working Group Working Papers 2015-008*.
- Glaeser, E. L.; Laibson, D. & Sacerdote, B. (2002), 'An Economic Approach to Social Capital', *Economic Journal* 112(483), 437-458.

- Glocker, D. & Storck, J. (2012), 'Risk and Returns to Educational Fields, A Financial Asset Approach to Vocational and Academic Education', DIW Discussion Papers 1240.
- Glocker, D. & Storck, J. (2014), 'Risk and Returns to Educational Fields, A Financial Asset Approach to Vocational and Academic Education', Technical report, DIW Discussion Paper.
- Goldsmith, R. W. (1951), 'A perpetual inventory of national wealth', *Studies in Income and Wealth* 14, 5-74.
- Görlitz, K. & Grave, B. (2012), 'Wage differentials by fields of study: The case of German university graduates', *Ruhr Economic Papers* 316.
- Grabka, M. M. & Westermeier, C. (2014), 'Anhaltend hohe Vermögensungleichheit in Deutschland', *DIW Wochenbericht* 9/2014, pp. 151-164.
- Grabka, M. M. & Westermeier, C. (2015a), 'Große statistische Unsicherheit beim Anteil der Top-Vermögenden in Deutschland', *DIW Wochenbericht* 7/2015, pp. 123-132.
- Grabka, M. M. & Westermeier, C. (2015b), 'Reale Nettovermögen der Privathaushalte in Deutschland sind von 2003 bis 2013 geschrumpft', *DIW Wochenbericht* 34/2015, pp. 727-738.
- Grave, B. & Schmidt, C. (2012), 'The dynamics of assortative mating in Germany', Bochum: Ruhr-Universität Bochum.
- Greenwood, J.; Guner, N.; Kocharkov, G. & Santos, C. (2014), 'Marry your like: Assortative mating and income inequality', *American Economic Review*/Nber 104, Nr. 5, 348-353.
- Groot, W.; van den Brink, H. M. & van Praag, B. M. (2007), 'The Compensating Income Variation of Social Capital', *CESifo Working Paper Series* 1889.
- Grossman, M. (1972), 'On the concept of health capital and the demand for health', *Journal of Political Economy* 80(2), 223-255.
- Haider, S. & Solon, G. (2006), 'Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings', *American Economic Review* 96(4), 1308-1320.
- Haider, S. & Solon, G. (2006), 'Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings', *American Economic Review* 96(4), 1308-1320.
- Häring, A.; Klein, T.; Stauder, J. & Stoye, K. Mehring, S., ed., (2014), *Der Partnermarkt und die Gelegenheiten des Kennenlernens*, Springer Verlag, chapter *Bildungshomogamie, Beziehungsqualität und gemeinsame Aktivitäten*, pp. 181-200.
- Hauser, R.; Becker, I.; Grabka, M. & Westerheide, P. (2007), 'Integrierte Analyse der Einkommens- und Vermögensverteilung', Technical report, Abschlussbericht zur Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales, Bonn.
- Hauser, R.; Becker, I.; Grabka, M. M. & Westerheide, P. (2007), 'Integrierte Analyse der Einkommens- und Vermögensverteilung', Abschlussbericht zur Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales, Bonn.
- Hernæs, E. & Zhu, W. (2009), 'Pension Entitlements and Wealth Accumulation', Memorandum 12/2007, Oslo University, Department of Economics.
- Herrnstein, R. & Murray, C. (1994), *The Bell Curve: Intelligence and Class Structure in American Life*, Free Press.
- Hurd, M.; Michaud, P.-C. & Rohwedder, S. (2012), 'The Displacement Effect of Public Pensions on the Accumulation of Financial Assets', *Fiscal Studies* 33(1), 107-128.
- Institut für angewandte Wirtschaftsforschung (2013), "Aktualisierung der Berichterstattung über die Verteilung von Einkommen und Vermögen in Deutschland", Studie für den 4. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales'.
- Kalmijin, M. (1991), 'Shifting Boundaries. Trends in Religious Homogamy in the United States', *American Sociological Review* 56, 786-800.
- Klein, T. & Rueffer, W. (1999), 'Bildungshomogamie im internationalen Vergleich. Empirische Untersuchungen für die USA, Österreich, Ungarn und Deutschland', *Zeitschrift für Familienforschung* 2, 28-58.

- Knack, S. & Keefer, P. (1997), 'Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation', *Quarterly Journal of Economics* 112(4), 1251-1288.
- Koerselman, K. & Uusitalo, R. (2014), 'The risk and return of human capital investments', *Labour Economics* 30(C), 154-163.
- Kohn, K. & Missong, M. für Nationalökonomie und Statistik, J., ed. (2003), *Estimation of Quadratic Expenditure Systems Using German Household Budget Data*, Lucius & Lucius.
- Kreyenfeld, M.; Konietzka, D. & Böhm, S. (2007), 'Die Bildungsungleichheit des Erwerbsverhaltens von Frauen mit Kindern. Westdeutschland im Vergleich zwischen 1976 und 2004', *Zeitschrift für Soziologie* 6, 434-452.
- Kroh, M.; Neiss, H.; Kroll, L. & Lampert, T. (2012), 'Menschen mit hohem Einkommen leben länger', *DIW-Wochenbericht* 79(38), 3-15.
- Lampert, T. & Kroll, L. E. (2014), 'Social Differences in Mortality and Life Expectancy', *GBE Kompakt* 2014, Robert-Koch-Institut, Berlin..
- Lauer (2000), 'Gender wage gap in west Germany: How far do gender differences in human capital matter?', *ZEW*.
- Lauterbach, K.; Lungen, M.; Stollenwerk, B.; A., G. & Klever-Deichert, G. (2006), *Zum Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebenserwartung*.
- Lauterbach, K.; Lungen, M.; Stollenwerk, B.; Gerber, A. & Klever-Deichert, G. (2006), 'Zum Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebenserwartung', *Studien zu Gesundheit, Medizin und Gesellschaft* 01/2006.
- Lenz, K. (2009), *Aufbauphase von Zweierbeziehungen*, VS Verlag für Sozialwissenschaften, pp. 71-102.
- Lise, J. & Seitz, S. (2011), 'Consumption inequality and intra-household allocations', *The Review of Economic Studies* 78, Nr. 1, 328-355.
- Lohmann, H. (2001), 'Äquivalenzskalen und haushaltsspezifisches Armutsrisiko Bedarfsbemessung auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993', *Wirtschaft und Statistik* 6, 482-493.
- Lützel, H. (1977), 'Estimates of Capital Stock by Industries in the Federal Republic of Germany', *Review of Income and Wealth* 23(1), 63-78.
- Maddison, A. (1994), 'Standardised estimates of fixed capital stock: a six country comparison', *Institute of Economic Research, Faculty of Economics, University of Groningen*.
- Maeder, M. (2014), 'State-level heterogeneity in returns to secondary schooling in West Germany', *BGPE Discussion Paper* 147.
- Mare, R. & Schwartz, C. (2004), 'Trend in Educational Assortative Marriage From 1940 to 2003', *Demography* 4, 621-646.
- Mare, R. D. (2008), 'Educational Assortative Mating In Two Generations', *Technical report, California Center for Population Research On-Line Working Paper Series*.
- Mare, R. D. (2000), 'Assortative Mating, Intergenerational Mobility, and Educational Inequality', *Technical report, California Center for Population Research On-Line Working Paper Series*.
- Mehring, S. (2014), 'Bildungshomogamie, Beziehungsqualität und gemeinsame Aktivitäten. Der Partnermarkt und die Gelegenheiten des Kennenlernens', .
- Mincer, J. (1958), 'Investment in Human Capital and the Personal Income Distribution', *Journal of Political Economy* 66, 281-302.
- Modigliani, F. (1988), 'The Role of Intergenerational Transfers and Life Cycle Saving in the Accumulation of Wealth', *The Journal of Economic Perspective* 2(2), 15ff.
- Möller, J. (2010), 'The German labor market response in the world recession. De-mystifying a miracle', *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung* JG.42 H. 4, 325-336.

- Niehues, J. & Schröder, C. (2012), 'Integrierte Einkommens- und Vermögensbetrachtung', *IW-Trends* 1, 1-17.
- OECD (2011), 'Divided We Stand. Why Inequality Keeps Rising', OECD, Paris.
- OECD (2008), 'Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries', Paris.
- Palma, José Gabriel (2011), 'Homogeneous middles vs. heterogeneous tails, and the end of the 'Inverted-U': the share of the rich is what it's all about' (PDF). Cambridge Working Papers in Economics (CWPE) 1111. Cambridge University. Retrieved 19 March 2013
- Peichl, A. & Pestel, N. (2013), 'Multidimensional affluence: theory and applications to Germany and the US', *Applied Economics* 45:32, 4591-4601.
- Peichl, A.; Schäfer, T. & Scheicher, C. (2010), 'Measuring richness and poverty: a microdata application to Europe and Germany', *Review of Income and Wealth* 56, 597-619.
- Peichl, A.; Schneider, H. & Siegloch, S. (2010), 'Documentation IZA?MOD: The IZA Policy Simulation MODel', Institut zur Erforschung der Zukunft der Arbeit 4865.
- Putnam, R. (1995), 'Bowling Alone: America's Declining Social Capital', *Journal of Democracy* 6(1), 65-78.
- Putnam, R.; Leonardi, R. & Nanetti, R. Y. (1993), *Making Democracy Work*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Qian, Z. (1998), 'Changes in Assortative Mating. The Impact of Age and Education 1970-1990', *Demography* 3, 279-292.
- Rasner, A.; Frick, J. & Grabka, M. (2013), 'Extending the Empirical Basis for Wealth Inequality Research Using Statistical Matching of Administrative and Survey Data', *Sociological Methods & Research* 42(2), 192-224.
- Rasner, A.; Frick, J. R. & Grabka, M. M. (2011), 'Extending the Empirical Basis for Wealth Inequality Research Using Statistical Matching of Administrative and Survey Data', *SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research* 359, DIW Berlin.
- Rosen, S., Durlauf, S. N. & Blume, L. E., ed., (2008), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Second Edition, Palgrave, Oxford, chapter Human Capital.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2011), 'Verantwortung für Europa wahrnehmen'.
- Schmalwasser, O. & Schidlowski, M. (2006), 'Kapitalstockrechnung in Deutschland', *Wirtschaft und Statistik* 11, 1107-1123.
- Schüssler, R. (2001), 'Die Verteilung des Humankapitals', *Der erste Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*, Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung, Bonn.
- Schwartz, C. & Mare, R. (2005), 'Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003', *Demography* 42, Nr.4, 621-646.
- Siegler, V. (2014), 'Measuring Social Capital', Office for National Statistics.
- Smits, J. (2003), 'Social closure among the higher educated. Trends in educational homogamy in 55 countries', *Social Science Research* 32, 251-277.
- Spitzenpfeil, M. & Andreß, H. (2014), 'Ist der Anstieg der westdeutschen Einkommensungleichheit auf die Zunahme bildungshomogener Partnerschaften zurückführbar? Eine Dekompositionsanalyse auf Basis des SOEP (1985-2011)', *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 66, 575-601.
- Statistisches Bundesamt (2015), 'Zeitverwendungserhebung 2012/2013'.
- Statistisches Bundesamt (2014), 'Sektorale und Gesamtwirtschaftliche Vermögensbilanzen. 1999-2013', Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2007), 'Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen. Inlandsprodukt nach ESGV 1995 - Methoden und Grundlagen. Neufassung nach Revision 2005', Wiesbaden.

Ultee, W. & Luijkx, R. (1990), 'Educational heterogamy and father-to-son occupational mobility in 23 industrial nations. General societal openness or compensatory strategies of reproduction?', *European Sociological Review* 2, 125-149.

Wahrenburg, M. & Weldi, M. (2007), 'Return on Investment in Higher Education – Evidence for Different Subjects, Degrees and Gender in Germany', Working Paper, Goethe-Universität Frankfurt/Main.

Warren, J. & Hauser, R. (1997), 'Social Stratification across Three Generations. New Evidence from the Wisconsin Longitudinal Study', *American Sociological Review* 62, 561-572.

Wirth, H. (1996), 'Wer heiratet wen? Die Entwicklung der bildungsspezifischen Heiratsmuster in Westdeutschland', *Zeitschrift für Soziologie* 5, 371-394.

Wolff, E. N. (2005), 'Is the Equalizing Effect of Retirement Wealth Wearing Off?', *Economics Working Paper Archive wp_420*, Levy Economics Institute.

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung (IAW), Finanzwissenschaftliches Forschungsinstitut (FiFo) (2013), 'Künftige Ausrichtung der staatlich geförderten Vermögensbildung, Endbericht für das Bundesministerium für Wirtschaft und Technologie (BMWi)'.

Diese Publikation wird im Rahmen der Öffentlichkeitsarbeit des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales herausgegeben. Sie darf weder von Parteien noch von Wahlbewerbern oder Wahlhelfern während eines Wahlkampfes zum Zwecke der Wahlwerbung verwendet werden. Dies gilt für Europa-, Bundestags-, Landtags- und Kommunalwahlen. Missbräuchlich ist insbesondere die Verteilung auf Wahlveranstaltungen, an Informationsständen der Parteien sowie das Einlegen, Aufdrucken oder Aufkleben parteipolitischer Informationen oder Werbemittel. Untersagt ist gleichfalls die Weitergabe an Dritte zum Zwecke der Wahlwerbung. Unabhängig davon, wann, auf welchem Weg und in welcher Anzahl diese Publikation dem Empfänger zugegangen ist, darf sie auch ohne zeitlichen Bezug zu einer bevorstehenden Wahl nicht in einer Weise verwendet werden, die als Parteinahme der Bundesregierung zugunsten einzelner politischer Gruppen verstanden werden könnte. Außerdem ist diese kostenlose Publikation – gleichgültig wann, auf welchem Weg und in welcher Anzahl diese Publikation dem Empfänger zugegangen ist – nicht zum Weiterverkauf bestimmt.



Impressum:

Herausgeber: Bundesministerium für Arbeit und Soziales
Referat Information, Monitoring, Bürgerservice, Bibliothek
53107 Bonn

Stand: November 2015

Artikel-Nr.: A 305-5

E-Mail: info@bmas.bund.de

Internet: <http://www.bmas.de>

Umschlaggestaltung/Druck: Grafischer Bereich des BMAS