

Bönke, Timm; Schröder, Carsten; Schulte, Katharina

## Article

# Zur Entwicklung der Einkommensverteilung unter älteren Menschen in Deutschland seit der Wiedervereinigung

Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung

## Provided in Cooperation with:

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

*Suggested Citation:* Bönke, Timm; Schröder, Carsten; Schulte, Katharina (2011) : Zur Entwicklung der Einkommensverteilung unter älteren Menschen in Deutschland seit der Wiedervereinigung, Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, ISSN 1861-1559, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 80, Iss. 2, pp. 81-99,  
<https://doi.org/10.3790/vjh.80.2.81>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/99651>

## Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

## Terms of use:

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

---

# Zur Entwicklung der Einkommensverteilung unter älteren Menschen in Deutschland seit der Wiedervereinigung

TIMM BÖNKE, CARSTEN SCHRÖDER UND KATHARINA SCHULTE

---

Timm Bönke, Freie Universität Berlin, Fachbereich Wirtschaftswissenschaft

Carsten Schröder, Christian-Albrechts-Universität zu Kiel, Institut für Volkswirtschaftslehre,  
E-Mail: carsten.schroeder@economics.uni-kiel.de

Katharina Schulte, Christian-Albrechts-Universität zu Kiel, Institut für Volkswirtschaftslehre

---

**Zusammenfassung:** Unter Verwendung des Sozio-oekonomischen Panels untersuchen wir, wie sich die Einkommensverteilung für Haushaltsgemeinschaften älterer Personen im Alter von 55 Jahren und älter seit der Wiedervereinigung entwickelt hat. Innerhalb dieser Gruppe unterscheiden wir zwischen Haushaltsgemeinschaften mit Wohnsitz in den Neuen und Alten Bundesländern. Ferner unterscheiden wir zwischen Nichtrentner- und Rentner-Haushalten. Nichtrentner-Haushalte unterscheiden sich von den Rentner-Haushalten dadurch, dass in der erstgenannten Gruppe die Arbeitseinkommen die Renteneinkommen übersteigen. Alle von uns ermittelten Verteilungsmaße sind nach Einkommensarten zerlegt, und mit Hilfe der Bootstrap-Methode testen wir auf statistische Signifikanz.

**Summary:** We employ data from the German Socio-Economic Panel to examine the income distribution for elderly individuals since German unification. The elderly population, defined as people of age 55 and older, is decomposed by people resident in the Old and New Federal States. Further, we distinguish non-pensioner and pensioner households. While for non-pensioner households retirement income is lower than employment income, it is the opposite for pensioner households. Inequality estimates are decomposed by income components, and the bootstrap method is used to test for statistical significance of results.

→ JEL Classification: C01, D31, H31, H55, J14

→ Keywords: Pensions, retirement, inequality decomposition, bootstrap

## I Einleitung

Die Reformen der Alterssicherung in Deutschland werden nicht nur die Einkommenshöhe älterer Menschen heute und in der Zukunft beeinflussen. Auch die Einkommensverteilung innerhalb dieser Gruppe dürfte sich verändern. So dürfte die Heraufsetzung des Renteneintrittsalters sowie die Einführung eines demografischen Faktors die Bedeutung von gesetzlichen Renten tendenziell verringern, und die relative Bedeutung von Arbeitseinkommen beziehungsweise Ersatzleistungen bei Arbeitslosigkeit auch in späteren Lebensjahren erhöhen. Versuchen die Individuen, rückläufige Lohnersatzraten durch private Altersvorsorge auszugleichen, was ein erklärtes politisches Ziel ist (Stichworte sind „Riester-“ und „Rürup-Reform“), dürften auch Kapitaleinkommen zukünftig einen größeren Anteil am Einkommen älterer Menschen ausmachen. Dabei sind aber systematische Unterschiede zwischen Individuen auch innerhalb derselben Altersgruppe zu erwarten. So divergiert beispielsweise das effektive Renteneintrittsalter zwischen verschiedenen Berufsgruppen, zum Beispiel aufgrund von Tätigkeiten mit unterschiedlicher physischer und psychischer Belastung (Astleithner et al. 2010). Gleiches gilt für die finanziellen Möglichkeiten und die Bereitschaft, private Altersvorsorge zu betreiben.

In dem vorliegenden Beitrag untersuchen wir auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP), wie sich die Einkommensverteilung innerhalb der Alterskohorte 55 und älter seit der deutschen Wiedervereinigung entwickelt hat. Als Einkommensaggregat verwenden wir preisangepasste jährliche Bruttoäquivalenzeinkommen einschließlich staatlicher Transfereinkommen. Dieses Einkommenskonzept wird nachfolgend als Äquivalenzeinkommen bezeichnet. Wir zeigen, wie sich Einkommenssituation, -zusammensetzung und -verteilung entwickelt haben und welche Rolle die verschiedenen Einkommensarten für die gemessene Ungleichheit spielen. Als Ungleichheitsmaß verwenden wir den Gini-Index, und mit einem Bootstrap-Ansatz testen wir auf statistische Signifikanz unserer Ergebnisse. Methodisch folgen wir damit weitestgehend der Arbeit von Bönke et al. (2010a), die allerdings mit der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (Wellen der Jahre 1978–2003) eine andere Datengrundlage verwendet und den aktuellen Rand nicht abdeckt. Mit der Verwendung des SOEP können wir diese Lücke schließen. Insofern kann die hier vorliegende Arbeit auch als Ergänzung älterer Arbeiten zur Einkommensverteilung unter älteren Personen in Deutschland von Biewen (2004), Bönke et al. (2010a), Börsch-Supan et al. (2001), Münnich (2001) und Schwarze und Frick (2000) betrachtet werden.

Der Beitrag gliedert sich wie folgt. Kapitel 2 beschreibt die Aufbereitung der Daten. Die verwendeten Ungleichheitsmaße und bootstrap-basierten Verfahren werden in Kapitel 3 vorgestellt. In Kapitel 4 präsentieren wir unsere empirischen Ergebnisse und Kapitel 5 endet mit einem kurzen Ausblick.

## 2 Aufbereitung der Datengrundlage

Gegenstand unserer Analyse ist der Zeitraum nach der deutschen Wiedervereinigung. Entsprechend verwenden wir die Wellen „i“ bis „z“ des Sozio-oekonomischen Panels, wobei Welle „i“

aus dem Jahr 1992 die Einkommensdaten des Jahres 1991 enthält, Welle „j“ Einkommensdaten für 1992, etc.<sup>1</sup>

In der Aufbereitung der Daten folgen wir weitestgehend Bönke et al. (2010a), die die finanzielle Situation älterer Menschen in Deutschland seit Ende der 70er Jahre bis zum Jahr 2003 auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe untersuchen. Wir betrachten ausschließlich Haushaltsgemeinschaften, in denen im relevanten Jahr mindestens ein Haushaltsmitglied 55 Jahre oder älter war. In diesen ausgewählten Haushalten berücksichtigen wir wiederum nur Haushaltsmitglieder, die mindestens 55 Jahre alt sind, und hiervon maximal die ersten beiden. Alle anderen Personen werden ausgeschlossen. Im Ergebnis besteht die selektierte Stichprobe also nur noch aus artifiziellen 1- und 2-Personen-Gemeinschaften, in denen alle Mitglieder mindestens 55 Jahre alt sind. Diese Unterstichprobe bezeichnen wir nachfolgend als „Gemeinschaften älterer Personen“ (GäP).

Allen unseren Berechnungen liegt als Einkommenskonzept das Bruttoäquivalenzeinkommen der GäP in Preisen des Jahres 2000 unter Einschluss staatlicher Transferzahlungen zugrunde. Mit der Verwendung eines Bruttoeinkommensaggregats berücksichtigen wir, dass die von uns aus den SOEP-Haushalten generierten GäP nicht notwendigerweise auch (gemeinsam veranlagte) Einkommensteuerfälle sind, somit eine Berechnung der Einkommensteuerlast der GäP nur unter starken Annahmen möglich wäre. Ferner „kontrolliert“ diese Vorgehensweise für Verteilungseffekte, die aus intertemporalen Veränderungen im Einkommensteuerrecht resultieren (zur Eignung dieses Einkommenskonzepts vgl. auch Bönke et al. 2010b). Eine Anpassung für Bedarfsunterschiede zwischen 1- und 2-Personen-GäP erfolgt über die modifizierte OECD-Äquivalenzskala (vgl. OECD 2009). Bei dieser Anpassung werden die Bruttoeinkommen aller 2-Personen-GäP über eine Division mit dem Faktor 1,5 in Äquivalenzeinkommen überführt.

Bei der Konstruktion des Äquivalenzeinkommens ist zu beachten, dass die im SOEP verzeichneten Einkommen teilweise auf Individualebene, teilweise aber auch nur auf Haushaltsebene vorliegen. Wir generieren das Gesamteinkommen einer GäP analog zu Bönke et al. (2010a), indem wir zum einen die Individualeinkommen der berücksichtigten älteren Personen summieren. Zum anderen weisen wir einer GäP diejenigen Einkommensarten, die nur auf Haushaltsebene vorliegen, anteilig zu. Der Anteil entspricht der Anzahl der älteren Personen in der GäP dividiert durch die originäre Anzahl an Personen der zugrunde liegenden SOEP-Haushaltsgemeinschaft.<sup>2</sup>

Insgesamt berücksichtigen wir bei der Konstruktion des Bruttoäquivalenzeinkommens der GäP folgende fünf Einkommensarten: (a) Arbeitseinkommen: Löhne und Gehälter aus selbständiger und nichtselbständiger Arbeit (inkl. 13. und 14. Gehalt sowie Weihnachts- und Urlaubsgeld sowie sonstige Bonuszahlungen); (b) Renteneinkommen: Zahlungen der gesetzlichen Rentenversiche-

1 Informationen zu den Einkommen und persönlichen Charakteristika entnehmen wir den so genannten PEQUIV-Datensätzen. Unsere Datengrundlage bilden dabei folgende SOEP-Samples: A (Westdeutschland), B (Ausländer), C (Ostdeutschland), E (zusätzliche Stichprobe; 1999), F (zusätzliche Stichprobe, 2001). Nicht berücksichtigt wurden also die Samples D (Immigranten), G (Reichenstichprobe) und H (zusätzliche Stichprobe 2007).

2 Eine alternative Vorgehensweise würde darin bestehen, in der nachfolgenden Analyse das gesamte Haushaltseinkommen des zugrunde liegenden SOEP-Haushalts zu verwenden. Dann sollte bei der Bedarfsanpassung nicht die Anzahl der älteren Personen, sondern die Anzahl der Personen insgesamt in die Äquivalenzskala eingehen. Diese Vorgehensweise wäre vermutlich eher dazu geeignet, die gesamten Zugriffsmöglichkeiten auf Ressourcen zu beschreiben, die ältere Personen im Falle des Einkommens-Pooling haben. Der von uns gewählte Ansatz spiegelt dagegen eher wider, wie hoch das von älteren Personen selbst erzielte Einkommen ist.

rung (Altersrenten, Kriegsrenten, Hinterbliebenenrenten), Pensionen, Renten aus berufsständischen Versorgungseinrichtungen der Beamten, Betriebsrenten; (c) Transfereinkommen: Arbeitslosengeld und -hilfe, Sozialhilfe, Grundsicherung, Altersübergangsgeld, Mutterschaftsgelder, BAFöG, Wohngeld, Kindergeld; (d) Kapitaleinkommen und (e) sonstige Einkommen. Aufgrund der geringen Bedeutung sonstiger Einkommen haben wir in der nachfolgenden Analyse auf eine separate Analyse dieser Einkommensart verzichtet. Sonstige Einkommen sind aber stets Bestandteil des Äquivalenzeinkommens. Eine Übersicht aller SOEP-Variablen, die den verschiedenen Einkommensarten zugrunde liegen, gibt Tabelle A1 im Anhang.

Damit die Äquivalenzeinkommen auch intertemporal vergleichbar sind, erfolgt in einem letzten Schritt eine Anpassung mit den im SOEP angegebenen Preisindizes, wobei das Jahr 2000 als Basisjahr fungiert (Bönke et al. 2010a verwenden das Basisjahr 2003). Um sicherzustellen, dass unsere Ergebnisse nicht durch Ausreißer am oberen und insbesondere am unteren Ende der Verteilung verzerrt werden, basieren alle unsere Ergebnisse auf einer getrimmten Stichprobe. Hierzu haben wir in jedem Jahr die vier Prozent der GdP mit den niedrigsten preisbereinigten Äquivalenzeinkommen sowie die oberen zwei Prozent eliminiert (Bönke et al. 2010a verzichten auf ein Trimming der Daten).

Tabelle 1

### Ungewichtete Fallzahlen

Jahr	Gesamte Stichprobe	Rentner		Nichtrentner	
		Alte Länder	Neue Länder	Alte Länder	Neue Länder
1991	2 268	1 024	397	561	286
1992	2 308	1 056	385	574	293
1993	2 320	1 057	404	567	292
1994	2 326	1 023	418	608	277
1995	2 326	1 012	481	594	239
1996	2 312	1 034	475	574	229
1997	2 704	1 270	525	656	253
1998	2 597	1 224	517	604	252
1999	5 020	2 586	916	1 135	383
2000	4 557	2 343	882	991	341
2001	4 419	2 261	859	968	331
2002	4 376	2 282	859	908	327
2003	4 314	2 239	852	914	309
2004	4 196	2 137	827	925	307
2005	4 117	2 123	816	874	304
2006	3 984	2 030	794	855	305
2007	3 869	1 966	775	820	308
2008	4 426	2 224	850	975	377

Anmerkung: Ungewichtete Anzahl der Haushalte mit älteren Mitgliedern.

Quelle: SOEP-Wellen 1992–2009.

Bei der weiteren Analyse unterscheiden wir zwischen GÄP mit Wohnsitz in den Neuen und Alten Bundesländern sowie zwischen Rentner- und Nichtrentner-GÄP (R-GÄP und NR-GÄP). Die Abgrenzung erfolgt über die Höhe der Renteneinkommen im Vergleich zu den Erwerbseinkommen. Übersteigt das Renteneinkommen das Erwerbseinkommen, so wird die GÄP als Rentner bezeichnet. Die Gruppe der Rentner ist also dadurch gekennzeichnet, dass sie sich (weitestgehend) vom Arbeitsmarkt zurückgezogen haben und sich im Ruhestand befinden. Alle anderen Fälle werden als Nichtrentner-GÄP bezeichnet. Die resultierenden ungewichteten Fallzahlen lassen sich Tabelle 1 entnehmen. Bönke et al. (2010a) weisen dagegen *alle* GÄP, die strikt positive Renteneinkommen erzielen, der Gruppe der Rentner zu.

### 3 Messung von Ungleichheit: Methodische Vorüberlegungen

#### 3.1 Konstruktion einer quasihomogenen Bevölkerung

Alle unsere empirischen Ergebnisse basieren auf einer quasihomogenen Bevölkerung von Pseudo-1-Personen-GÄP. Grundlage für die quasihomogene Bevölkerung von GÄP sind drei zentrale Informationen, die für jede einzelne GÄP,  $h = 1, \dots, H$ , vorliegen: (a) Anzahl der berücksichtigten älteren Personen,  $n_h \in (1; 2)$ , die in einer SOEP-Haushaltsgemeinschaft mit  $N_h \geq n_h$  Personen leben; (b)  $h$ 's SOEP-Hochrechnungsfaktor,  $hrf_h^3$ ; (c) Äquivalenzeinkommen von  $h$ ,

$$y_h = \left( \sum_{a=1}^A \sum_{i=1}^I y_{i,h}^a + \sum_{i=1}^I \frac{n_h}{N_h} \cdot y_{i,h} \right) / (1 + 0,5 \cdot (n_h - 1)).$$

Hierbei bezeichnet  $y_{i,h}^a$  das Individualeinkommen vom Typ  $i$  der älteren Person  $a$  in  $h$ , während

$$\frac{n_h}{N_h} \cdot y_{i,h}$$

den Anteil der auf Haushaltsebene vorliegenden Einkommensart  $i$  darstellt, der den älteren Personen in  $h$  zugewiesen wird. Abschließend wird die quasihomogene Bevölkerung generiert, indem wir das Äquivalenzeinkommen  $y_h$  jedem der  $n_h$  Mitglieder zuweisen und dann die GÄP mit  $hrf_h$  gewichten. Sei zum Beispiel  $H=2$ , sowie

$$(n_1 = 1, y_1 = 100, hrf_1 = 2),$$

$$(n_2 = 2, y_2 = 150, hrf_2 = 3).$$

Die quasihomogene Bevölkerung besteht dann aus  $n_1 \cdot hrf_1 = 2$  Pseudo-1-Personen-GÄP, mit einem Äquivalenzeinkommen von jeweils 100 Geldeinheiten, sowie  $n_2 \cdot hrf_2 = 6$  Pseudo-1-Personen-GÄP mit einem Äquivalenzeinkommen von jeweils 150 Geldeinheiten. Dieser Ansatz entspricht dem Prinzip des normativen Individualismus und fokussiert auf die materielle Situation von Individuen und nicht von (heterogenen) Haushaltsgemeinschaften (vgl. Bönke und Schröder 2010 für diese und alternative Möglichkeiten der Gewichtung).

3 Wir verwenden die Haushalts-Querschnittsgewichte aus dem hhfrSOEP-Datensatz.

### 3.2 Ungleichheitsindizes, Ungleichheitszerlegung und Bootstrap

Als zentrales Ungleichheitsmaß verwenden wir den Gini-Index. Dieser Index ist additiv nach Einkommensarten zerlegbar. Somit ist es möglich, den Einfluss verschiedener Einkommensarten auf die Ungleichheit zu untersuchen. Dies ist von Bedeutung, weil sich die Einkommenszusammensetzung älterer Personen aufgrund einer abnehmenden relativen Bedeutung der gesetzlichen Rentenversicherung (demografischer Faktor, Heraufsetzung des gesetzlichen Renteneintrittsalters etc.) und einer Betonung der privaten Altersvorsorge („Riester-“ und „Rürup-Renten“) zukünftig verändern dürfte und sich gleichzeitig die Einkommenszusammensetzung am oberen und unteren Ende der Einkommensverteilung unterscheidet.

Wir bezeichnen mit  $\mu$  das durchschnittliche Äquivalenzeinkommen, mit  $\mu_i$  das durchschnittliche Äquivalenzeinkommen aus Einkommensart  $i$ , und mit  $w_i = \mu_i/\mu$  den Anteil von Einkommensart  $i$  am gesamten Äquivalenzeinkommen für die betrachtete Stichprobe eines Jahres. Der Gini-Koeffizient,  $G$ , lässt sich dann in additiver Form berechnen als

$$(1) \quad G = \sum_{i=1}^I w_i C_i,$$

wobei  $-1 \leq C_i \leq 1$  den Konzentrationskoeffizienten der Einkommensart  $i$  angibt.<sup>4</sup> Der Konzentrationskoeffizient entspricht der doppelten Fläche zwischen der Linie perfekter Gleichheit und der Konzentrationskurve der betrachteten Einkommensart, die sich ergibt, wenn man alle Beobachtungen aufsteigend nach dem *gesamten* Äquivalenzeinkommen sortiert (und nicht nach der Höhe der Einkommensart  $i$ ). Der Konzentrationskoeffizient beschreibt demnach die Streuung der Einkommensart  $i$  über die Bandbreite des Äquivalenzeinkommens insgesamt. Je näher der Konzentrationskoeffizient einer Einkommensart an  $-1$  ( $1$ ) liegt, desto stärker sind die Bezieher dieser Einkommensart am unteren Ende (an der Spitze) der Äquivalenzeinkommensverteilung konzentriert. Ob eine Einkommensart einen reduzierenden oder verstärkenden Einfluss auf die gesamte Ungleichheit hat, zeigt ein Vergleich zwischen Konzentrations- und Gini-Index. Falls  $C_i - G > 0$  ( $C_i - G < 0$ ), führt der Anstieg des durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens aus Einkommensart  $i$  zu einem Anstieg (Absinken) des Gini-Koeffizienten, erhöht (verringert) also die mittels des Gini-Koeffizienten gemessene Ungleichheit.

Wie eine Variation des Anteils der Einkommensart  $i$  am gesamten Äquivalenzeinkommen die Ungleichheit beeinflusst, lässt sich am besten mittels der sogenannten Gini-Elastizität

$$(2) \quad \eta_i = \frac{\partial G}{\partial w_i} \frac{w_i}{G} = \frac{1}{G} \left[ \frac{\mu_i}{\mu} (C_i - G) \right] \quad \text{mit} \quad \sum_{i=1}^I \eta_i = 0$$

quantifizieren (vgl. Lerman und Yitzhaki 1985 und Rao 1969). Die Gini-Elastizität gibt an, wie sich der Gini-Koeffizient bei einem equi-proportionalen Anstieg der Einkommen aus einer bestimmten Einkommensart  $i$  ändert. Eine isolierte Betrachtung der Veränderungen der Anteile der verschiedenen Einkommensarten am Äquivalenzeinkommen ist vor dem Hintergrund, dass

4 Wir folgen in den nachfolgenden Darstellungen des Gini-Koeffizienten sowie seiner Zerlegung Podder (1993), Podder und Chatterjee (2002) sowie Bönke et al. (2010a).

die Rentenreformen die Einkommenszusammensetzung zukünftiger GdP deutlich beeinflussen dürften, von allergrößtem Interesse.

Gleichung (2) zeigt, dass der Einfluss einer Einkommensart auf den Gini-Koeffizienten von ihrem Anteil am Gesamteinkommen,  $w_i$ , und ihrer Verteilung – gemessen an  $C_i$  – abhängt. Die Effekte von Änderungen von  $w_i$  und  $C_i$  auf  $G$  zwischen zwei Perioden  $t$  und  $t-x$  ergeben sich unter Verwendung von (1) als

$$(3) \quad \frac{dG}{dt} = \sum_{i=1}^I C_{i,t} \frac{\partial w_{i,t}}{\partial t} + \sum_{i=1}^I w_{i,t} \frac{\partial C_{i,t}}{\partial t},$$

beziehungsweise in diskreter Formulierung als

$$(4) \quad \Delta G_t \approx \sum_{i=1}^I \left( \frac{C_{i,t} + C_{i,t-x}}{2} \right) \Delta w_{i,t} + \sum_{i=1}^I \left( \frac{w_{i,t} + w_{i,t-x}}{2} \right) \Delta C_{i,t}.$$

Die erste Summe,

$$\sum_{i=1}^I \left( \frac{C_{i,t} + C_{i,t-x}}{2} \right) \Delta w_{i,t},$$

misst die Veränderung des Gini-Koeffizienten, die sich alleine aus Veränderungen der Anteile der verschiedenen Einkommensarten ergibt. Dies wird als *Anteilseffekt* bezeichnet.

Die zweite Summe,

$$\sum_{i=1}^I \left( \frac{w_{i,t} + w_{i,t-x}}{2} \right) \Delta C_{i,t},$$

der sogenannte *Konzentrationseffekt*, misst die Veränderung des Gini-Koeffizienten aufgrund intertemporaler Veränderungen der Konzentrationskoeffizienten.<sup>5</sup>

Da es sich beim SOEP um eine Zufallsstichprobe handelt, lässt sich der Informationsgehalt der hierin verzeichneten Einkommen sowie der hierüber ermittelten Ungleichheitsmaße als Realisation einer Zufallsvariable interpretieren. Demnach lassen sich statistische Tests auf Signifikanz unserer Ergebnisse mittels der Bootstrap-Methode durchführen (vgl. Mills und Zandvakili 1997 und Biewen 2002). Konkret ziehen wir mit Zurücklegen aus allen GdP einer jeden SOEP-Welle 1000 Bootstrap-Stichproben, wobei alle GdP mit gleicher Wahrscheinlichkeit gezogen werden. Unter Verwendung der SOEP-Hochrechnungsfaktoren und Bootstrap-Gewichte, die angeben, wie häufig eine GdP in der Bootstrap-Stichprobe berücksichtigt wird, lassen sich dann alle oben angegebenen Statistiken für jedes einzelne Bootstrap-Sample berechnen. Diese liegen den nachfolgend dargestellten Bootstrap-Konfidenzintervallen sowie den Tests auf Signifikanz intertemporaler Veränderungen zugrunde (vgl. Athanasopoulos und Vahid 2003 sowie Bönke et al. 2010a für weiterführende Informationen; vgl. Hall 1994 dafür, warum diese Bootstrap-Konfidenzintervalle nicht symmetrisch um den Punktschätzer sein müssen).

5 Für weiterführende Informationen vgl. Podder und Chatterjee (2002).

4 Empirische Ergebnisse

4.1 Entwicklung von Einkommenshöhe und -zusammensetzung

Eine zentrale Größe für die Entwicklung der finanziellen Situation älterer Menschen in Deutschland ist die Entwicklung des durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens dieser Personengruppe. Hierüber informieren Abbildung 1 und Tabelle 2. Abbildung 1 zeigt, wie sich die Höhe des durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens für diese Personengruppe entwickelt hat, und zwar differenziert nach R-GäP und NR-GäP sowie nach Regionen (Neue vs. Alte Bundesländer). Durchgezogene Linien beziehen sich dabei auf GäP mit Wohnsitz in den Alten Bundesländern und gestrichelte Linien auf GäP mit Wohnsitz in den Neuen Bundesländern. Die Punktschätzer sind jeweils durch Linien miteinander verbunden. Die vertikalen Balken markieren das periodenspezifische Bootstrap-Konfidenzintervall. Diese Form der Präsentation wird auch nachfolgend beibehalten. Tabelle 2 enthält neben den beobachteten Veränderungen der Durchschnitts- und Medianeinkommen (Punktschätzer) über fünf Jahre zudem, in runden Klammern, Konfidenzintervalle für diese Differenzen (vgl. Hall 1994). Umschließt das angegebene 95-Prozent-Konfidenzintervall den Wert null, so ist die Veränderung über die Zeit nicht signifikant. Ergänzend sind zudem Veränderungen der Medianeinkommen angegeben (Punktschätzer). Die nachfolgenden Tabellen 3 bis 5 sind analog aufgebaut.

Insgesamt zeigen die Ergebnisse von Abbildung 1 und Tabelle 2, dass sich die ökonomische Situation älterer Menschen in Deutschland von 1991 bis zu Beginn der ersten Dekade des 21.

Tabelle 2

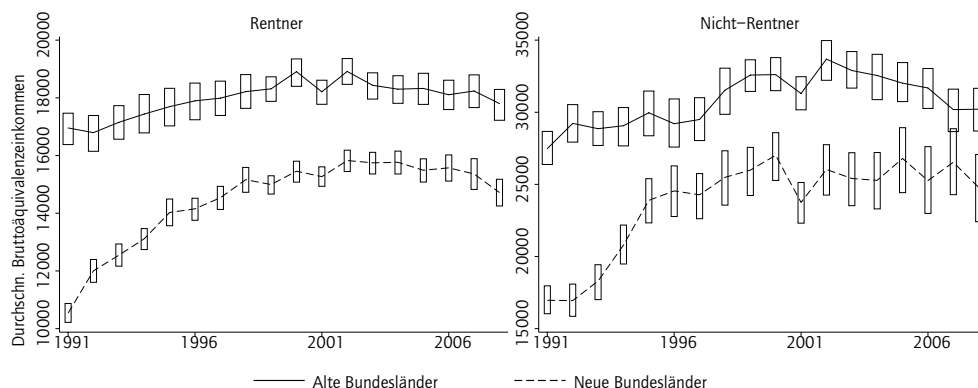
Entwicklung des Äquivalenzeinkommens

	Alte Länder			Neue Länder		
	Veränderung					
	1998/1993	2003/1998	2008/2003	1998/1993	2003/1998	2008/2003
<b>Rentner</b>						
Δμ	1 064*	220	-634	2 620*	583	-1 031*
(95% KI)	(202;1 897)	(-533;980)	(-1 384;47)	(2 025;3 174)	(-5;1 166)	(-1 663;-450)
ΔMedian	733*	307	-725*	2 492*	659*	-1 014*
(95% KI)	(89;1 347)	(-400;1 090)	(-1 559;-179)	(1 932;3 106)	(70;1 273)	(-1 591;-365)
<b>Nichtrentner</b>						
Δμ	2 665*	1 368	-2 684*	7 190*	-78	-622
(95% KI)	(536;4 662)	(-695;3 651)	(-4 696;-803)	(5 003;9 471)	(-2 677;2 457)	(-3 794;2 220)
ΔMedian	893	2 650*	-3 093*	7 724*	1 638	-829
(95% KI)	(-2 235;3 634)	(9;5 729)	(-5 958;-313)	(4 129;10 774)	(-400;6 113)	(-5 526;2 229)

Anmerkungen:  $\Delta\mu$  ( $\Delta$ Median) ist die beobachtete Veränderung im durchschnittlichen (medianen) Äquivalenzeinkommen zwischen den Jahren t und t-5. KI bezeichnet Halls Konfidenzintervall. \* Veränderung ist signifikant von null auf dem 5-Prozent-Niveau verschieden. Alle Werte sind auf volle Eurobeträge gerundet.

Quelle: SOEP Wellen 1992-2009.

Abbildung 1

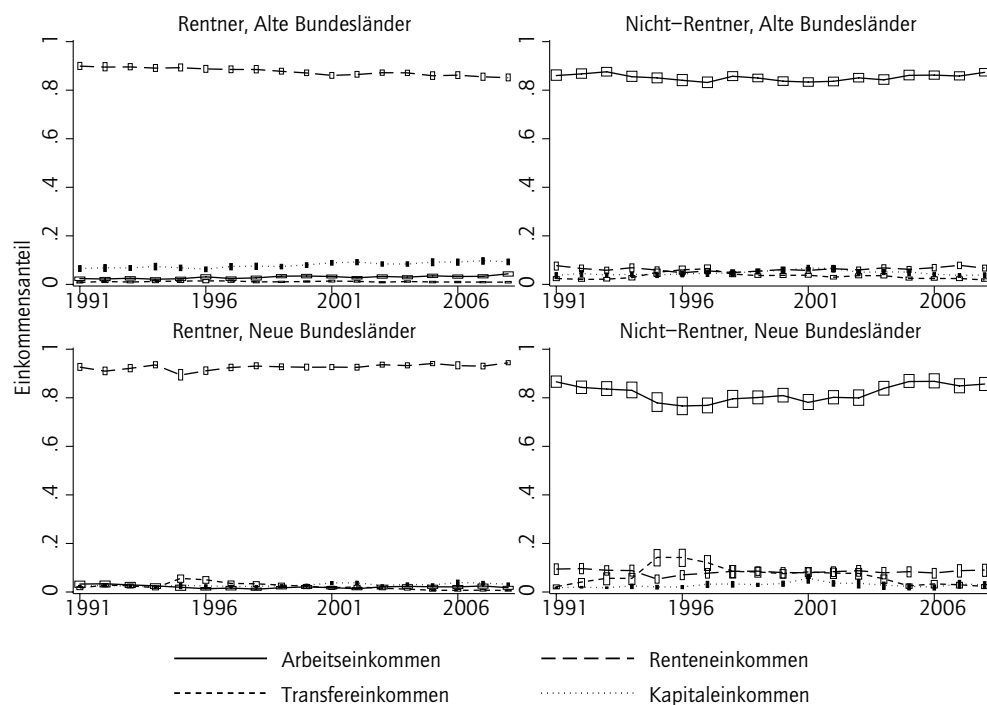
**Entwicklung der Äquivalenzeinkommen**

Quelle: SOEP Wellen 1992-2009.

Jahrhunderts positiv entwickelt hat. Das gilt für R-GäP und NR-GäP mit Wohnsitz in den Neuen und den Alten Bundesländern. Ab dem Jahr 2002/2003 stagnieren die Einkommen (R-GäP West; NR-GäP Ost) oder gehen signifikant zurück (NR-GäP West; R-GäP Ost). Über den gesamten Zeitraum liegen dabei die Äquivalenzeinkommen von GäP mit Wohnsitz in den Neuen Ländern deutlich und statistisch signifikant unter dem westdeutschen Niveau. Nur vom Anfang des Beobachtungszeitraums bis zum Ende der 90er Jahren lässt sich dabei eine Abnahme in der absoluten Einkommensdifferenz feststellen. Im Jahr 2008 liegt das Einkommen von R-GäP mit Wohnsitz in den Alten Ländern mit 17 802 Euro um 3 804 Euro über dem Vergleichswert in den Neuen Ländern. Bei NR-GäP liegt das durchschnittliche Äquivalenzeinkommen in den Alten Ländern bei 30 212 Euro und damit 5 423 Euro über dem entsprechenden Wert in den Neuen Ländern. Auch zwischen R- und NR-GäP lassen sich systematische Unterschiede erkennen. NR-GäP verfügen über ein deutlich höheres durchschnittliches Äquivalenzeinkommen als R-GäP. Im Jahr 2008 liegen die Werte für NR-GäP bei 30 212 Euro (Alte Länder) beziehungsweise 24 789 Euro (Neue Länder) und damit 12 410 Euro beziehungsweise 10 071 Euro über den Äquivalenzeinkommen von R-GäP.

Die Entwicklung der Anteile der verschiedenen Einkommensarten am gesamten Äquivalenzeinkommen zeigt Abbildung 2 in Verbindung mit Tabelle 3. Erneut sind die Ergebnisse für R- und NR-GäP in den Neuen und den Alten Ländern separat dargestellt. Per definitionem ist der Anteil der Renteneinkommen am Äquivalenzeinkommen bei R-GäP mit rund 85 bis 90 Prozent deutlich höher als bei NR-GäP (<10 Prozent). Bei letztgenannten stellen Arbeitseinkommen mit rund 80 bis 90 Prozent die dominierende Einkommensart dar. Bei R-GäP in den Alten Ländern sind Kapitaleinkommen mit einem Anteil von knapp unter zehn Prozent die zweitwichtigste Einkommensart – mit einer kaum merklich steigenden Tendenz in der vergangenen Dekade (vgl. Tabelle 3). Arbeitseinkommen und Sozialtransfers sind bei dieser Unterstichprobe nur von marginaler Bedeutung. Bei R-GäP in den Neuen Ländern spielen auch Kapitaleinkommen nahezu keine Rolle: R-GäP in den Neuen Ländern verfügen fast ausschließlich über Renteneinkommen, ein Befund, der über den gesamten Analysezeitraum stabil ist.

Abbildung 2

**Entwicklung der Anteile der Einkommensarten**

Quelle: SOEP Wellen 1992-2009.

Bei den NR-GäP stellen Renteneinkommen im Mittel die zweitwichtigste Einkommensart dar. Dies gilt gleichermaßen für die Neuen und Alten Länder. Dagegen spielen Sozialtransfers oder Kapitaleinkommen kaum eine Rolle. Tabelle 3 zeigt, dass diese Ergebnisse über die Zeit sehr robust sind: Tendenziell bleibt die Bedeutung der Kapitaleinkommen unverändert, und der Anteil der Transfereinkommen ist – nach einem nur in Westdeutschland signifikantem geringen Anstieg zwischen 1993 und 1998 – insgesamt rückläufig. Interessant ist die signifikante Veränderung der Einkommenszusammensetzung der NR-GäP in Ostdeutschland zwischen 2003 und 2008. Hier lässt sich eine leichte Verschiebung von Transfereinkommen zugunsten von Arbeitseinkommen beobachten.

**4.2 Entwicklung der Einkommensverteilung**

Abbildung 3 zeigt, wie sich die Einkommensungleichheit für die von uns betrachteten vier Unterstichproben gemessen am Gini-Index entwickelt hat. Für R-GäP in den Alten Ländern liegt der Gini-Index über die Zeit nahezu unverändert bei rund 25 Prozent. Die Einkommensverteilung bei R-GäP in den Neuen Ländern ist deutlich gleichmäßiger, ohne dass es über die Zeit zu signifikanten Veränderungen käme. Hier liegt der Gini-Index über die komplette betrachtete Zeitperiode nur bei rund 15 bis 16 Prozent. Sich nicht überschneidende Konfidenzintervalle in Abbildung 3 zeigen, dass dieser regionale Unterschied auch statistisch signifikant ist. Das ge-

Tabelle 3

**Entwicklung der Einkommenszusammensetzung**

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	Veränderung					
	1998/1993	2003/1998	2008/2003	1998/1993	2003/1998	2008/2003
<b>Rentner</b>						
Arbeitseinkommen						
$\Delta w_1$	0,15	0,58	1,09	-1,74*	0,93	-0,35
(95% KI)	(-1,02;1,19)	(-0,42;1,65)	(-0,06;2,13)	(-2,86;-0,58)	(-0,03;1,79)	(-1,27;0,67)
Renteneinkommen						
$\Delta w_2$	-1,04	-1,33	-2,06	0,95	0,56	0,77
(95% KI)	(-3,01;0,92)	(-3,38;0,41)	(-3,70;0,02)	(-0,95;2,81)	(-1,06;2,03)	(-0,58;2,06)
Transfereinkommen						
$\Delta w_3$	0,05	-0,11	0,03	0,83	-1,82*	-0,93*
(95% KI)	(-0,41;0,51)	(-0,51;0,30)	(-0,38;0,44)	(-0,44;2,11)	(-2,89;-0,61)	(-1,57;-0,26)
Kapitaleinkommen						
$\Delta w_4$	0,72	0,93	0,90	-0,08	0,35	0,54
(95% KI)	(-0,83;2,42)	(-0,66;2,62)	(-0,60;2,33)	(-0,73;0,54)	(-0,12;0,98)	(-0,16;1,17)
<b>Nichtrentner</b>						
Arbeitseinkommen						
$\Delta w_1$	-1,84	-0,66	2,26	-4,01	0,36	5,71*
(95% KI)	(-4,46;0,59)	(-3,15;1,91)	(-0,17;4,59)	(-8,46;0,23)	(-4,30;5,19)	(1,39;9,54)
Renteneinkommen						
$\Delta w_2$	-0,91	1,07	0,70	-0,45	0,26	0,27
(95% KI)	(-2,72;0,86)	(-0,66;2,82)	(-1,01;2,48)	(-3,72;2,82)	(-3,13;3,72)	(-3,18;3,77)
Transfereinkommen						
$\Delta w_3$	2,06*	-0,61	-1,78*	2,87	-0,85	-5,37*
(95% KI)	(0,73;3,36)	(-2,06;0,65)	(-2,79;-0,75)	(-0,59;6,52)	(-4,27;2,61)	(-7,58;-2,79)
Kapitaleinkommen						
$\Delta w_4$	0,83	0,33	-1,14	1,53*	0,29	-0,62
(95% KI)	(-0,82;2,37)	(-1,29;2,08)	(-2,69;0,45)	(0,18;2,61)	(-2,04;2,39)	(-2,84;1,79)

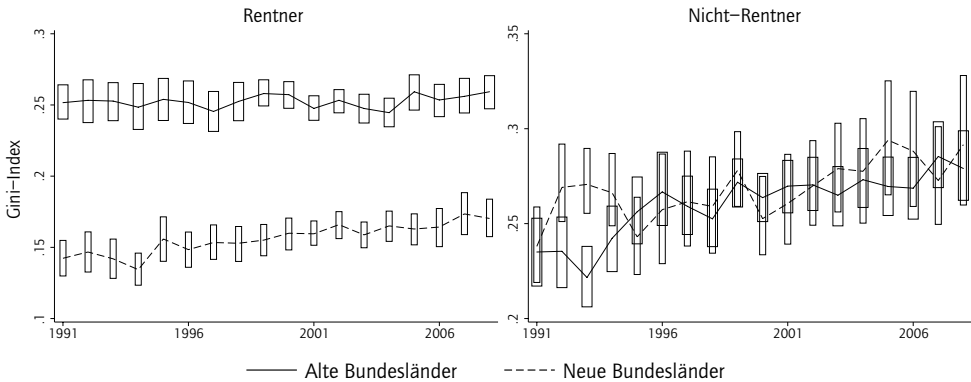
Anmerkungen:  $\Delta w_i$  ist die beobachtete Veränderung des Anteils der Einkommenskomponente  $i$  am gesamten Haushaltseinkommen zwischen den Jahren  $t$  und  $t-5$ . Alle Zahlen sind in Prozent angegeben. KI bezeichnet Halls Konfidenzintervall. \* Veränderung ist signifikant von null auf dem 5-Prozent-Niveau verschieden.

Quelle: SOEP Wellen 1992-2009.

ringere Maß an Ungleichheit bei R-GäP in den Neuen Ländern lässt sich ökonomisch erklären: Rentenanwartschaften, die zu DDR-Zeiten erworben wurden, sind aufgrund geringer Lohnspreizung insgesamt und wegen hoher Erwerbsquoten von Frauen viel gleichmäßiger verteilt als in den Alten Ländern. Bei den NR-GäP finden sich dagegen kaum signifikante Unterschiede im Gini-Index zwischen den Neuen und Alten Ländern, wie die sich überschneidenden Konfidenzintervalle illustrieren. Dabei ist das Niveau an Ungleichheit vergleichbar mit dem für R-GäP

Abbildung 3

Entwicklung des Gini-Index



Quelle: SOEP Wellen 1992-2009.

Tabelle 4

Entwicklung des Gini-Index (in Prozentpunkten)

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	Veränderung					
	1998/1993	2003/1998	2008/2003	1998/1993	2003/1998	2008/2003
Rentner						
$\Delta G$	-0,02	-0,50	1,18	1,09	0,59	1,15
(95% KI)	(-1,93;1,96)	(-2,11;1,14)	(-0,43;2,70)	(-0,85;2,88)	(-0,91;2,12)	(-0,52;2,71)
Nichtrentner						
$\Delta G$	3,09*	1,25	1,41	-1,16	1,99	1,26
(95% KI)	(0,92;5,34)	(-1,06;3,32)	(-0,86;3,98)	(-4,27;1,95)	(-1,35;5,29)	(-2,71;5,70)

Anmerkungen:  $\Delta G$  ist die beobachtete Veränderung des Ginikoeffizienten zwischen den Jahren  $t$  und  $t+5$ . Alle Zahlen sind in Prozent angegeben. KI bezeichnet Halls Konfidenzintervall. \* Veränderung ist signifikant von null auf dem 5-Prozent-Niveau verschieden.  
Quelle: SOEP Wellen 1992-2009.

in den Alten Ländern: Der Gini-Index liegt zu Beginn des Beobachtungszeitraums bei rund 25 Prozent und pendelt sich auf einem Niveau von etwa 27 Prozent ein. Dieser Trend geht auch aus dem signifikanten Anstieg des Gini-Index in den Alten Bundesländern zwischen 1993 und 1998 von 3,09 Prozentpunkten hervor (vgl. Tabelle 4).

Insgesamt lässt sich also festhalten, dass sich die Ungleichheit über den Beobachtungszeitraum kaum verändert hat. Nur in den alten Ländern ist eine signifikante Veränderung beobachtbar,

Tabelle 5

**Entwicklung des Konzentrationskoeffizienten (in Prozentpunkten)**

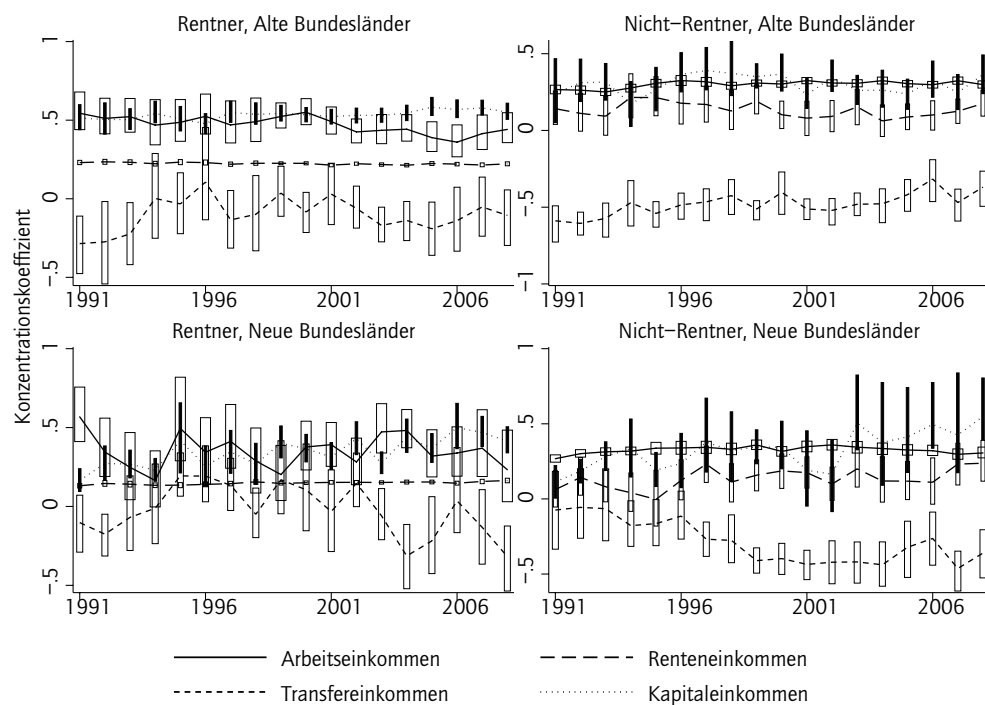
	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	Veränderung					
	1998/1993	2003/1998	2008/2003	1998/1993	2003/1998	2008/2003
<b>Rentner</b>						
Arbeitseinkommen						
$\Delta C_1$	-3,16	-5,52	0,60	4,05	18,38	-23,96
(95% KI)	(-21,93;13,46)	(-22,88;10,16)	(-12,53;13,55)	(-25,83;33,19)	(-4,47;44,86)	(-50,58;5,46)
Renteneinkommen						
$\Delta C_2$	-0,64	-0,83	0,44	1,47	-0,39	1,21
(95% KI)	(-2,59;1,39)	(-2,65;0,75)	(-1,13;2,06)	(-0,91;3,75)	(-2,19;1,33)	(-0,53;2,98)
Transfereinkommen						
$\Delta C_3$	12,44	-7,07	6,41	1,95	-1,00	-25,86*
(95% KI)	(-20,50;42,79)	(-33,43;18,34)	(-15,12;25,00)	(-28,07;30,53)	(-23,45;22,12)	(-53,02;-1,86)
Kapitaleinkommen						
$\Delta C_4$	3,30	-0,72	2,17	0,09	0,49	13,97*
(95% KI)	(-6,44;12,87)	(-9,77;7,17)	(-4,45;9,23)	(-15,13;15,20)	(-13,76;15,21)	(3,72;25,87)
<b>Nichtrentner</b>						
Arbeitseinkommen						
$\Delta C_1$	4,01*	1,65	-0,87	1,68	1,42	-3,85
(95% KI)	(0,55;7,41)	(-1,50;4,85)	(-4,13;2,60)	(-2,82;6,39)	(-4,11;6,72)	(-8,94;1,57)
Renteneinkommen						
$\Delta C_2$	3,38	2,67	2,22	3,15	8,81	3,71
(95% KI)	(-14,81;23,32)	(-14,08;18,28)	(-11,05;16,39)	(-14,87;18,60)	(-8,37;27,26)	(-14,44;22,17)
Transfereinkommen						
$\Delta C_3$	14,79	-5,63	11,15	-21,14	-14,31	5,88
(95% KI)	(-0,52;31,46)	(-18,51;9,02)	(-3,01;24,17)	(-51,32;5,03)	(-36,52;5,04)	(-13,70;27,65)
Kapitaleinkommen						
$\Delta C_4$	5,66	-11,20	10,33	3,99	18,15	4,43
(95% KI)	(-13,15;29,33)	(-32,21;6,56)	(-6,48;25,27)	(-19,75;31,68)	(-12,62;55,41)	(-29,21;34,29)

Anmerkungen:  $\Delta C_i$  ist die beobachtete Veränderung des Konzentrationskoeffizienten der Einkommenskomponente  $i$  zwischen den Jahren  $t$  und  $t-5$ . Alle Zahlen sind in Prozent angegeben. KI bezeichnet Halls Konfidenzintervall. \* Veränderung ist signifikant von null auf dem 5-Prozent-Niveau verschieden.

Quelle: SOEP Wellen 1992-2009.

die einen Anstieg der gemessenen Ungleichheit zeigt (NR-GäP, Alte Länder, 1998 vs. 1993). Die Vergleiche zwischen den Gruppen haben gezeigt, dass die Ungleichheit innerhalb der Gruppe der NR-GäP höher ist als innerhalb der Gruppe der R-GäP, dass die Einkommensverteilung bei R-GäP in den Neuen gleichmäßiger ist als in den Alten Ländern und dass sich keine signifikanten regionalen Unterschiede für NR-GäP beobachten lassen.

Abbildung 4

**Entwicklung des Konzentrationskoeffizienten**

Quelle: SOEP Wellen 1992–2009.

Die in Abbildung 4 zusammengefassten Konzentrationskoeffizienten der verschiedenen Einkommensarten sollen dazu beitragen, die oben beschriebenen Muster besser zu verstehen. Liegt der Konzentrationskoeffizient einer Einkommensart oberhalb der Nulllinie, so bedeutet dies, dass von dieser Einkommensart insbesondere GgP am oberen Ende der Einkommensverteilung profitieren. Umgekehrtes gilt, wenn der Konzentrationskoeffizient negativ ist. Für alle vier Unterstichproben ergibt sich ein recht homogenes Bild. Am stärksten häufen sich am oberen Ende der Einkommensverteilung Kapital- und Arbeitseinkommen, wohingegen sich Transfereinkommen am unteren Ende der Einkommensverteilung häufen. Die Konzentrationskoeffizienten der Renteneinkommen sind in der Regel positiv, aber signifikant niedriger als diejenigen für Kapital- und Arbeitseinkommen. Über den Beobachtungszeitraum sind die Ergebnisse dabei sehr robust. Tabelle 5 zeigt, dass sich nur in drei Fällen signifikante intertemporale Veränderungen der Konzentrationskoeffizienten ergeben. Diese betreffen zum einen R-GgP mit Wohnsitz in den Neuen Ländern (Transfereinkommen, 2008 vs. 2003; Kapitaleinkommen, 2008 vs. 2003) und zum anderen NR-GgP in den Alten Ländern (Arbeitseinkommen, 1998 vs. 1993).

Die Persistenz in der Einkommensverteilung spiegelt sich auch darin wieder, dass sich Konzentrations- und Anteilseffekte über die Zeit kaum verändern. Dies zeigt Tabelle 6, die deren Veränderungen über die Zeit als Punktschätzer, die zugehörigen Bootstrap-Konfidenzintervalle

Tabelle 6

**Konzentrations- und Anteilseffekte (in Prozentpunkten)**

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	Veränderung					
	1998/1993	2003/1998	2008/2003	1998/1993	2003/1998	2008/2003
<b>Rentner</b>						
Konzentrations- effekt	-0,29	-1,02	0,66	1,50	-0,07	0,79
(95% KI)	(-3,75;3,46)	(-3,74;2,54)	(-3,57;2,43)	(-3,51;3,98)	(-3,72;2,36)	(-3,61;2,75)
Anteilseffekt	0,21	0,49*	0,51	-0,40	0,64*	0,36*
(95% KI)	(-0,40;0,79)	(0,00;1,11)	(-0,07;1,05)	(-0,79;0,16)	(0,16;0,98)	(0,03;0,70)
<b>Nichtrentner</b>						
Konzentrations- effekt	4,38	0,79	0,16	0,25	1,36	-2,42
(95% KI)	(-3,69;6,37)	(-5,63;4,14)	(-6,02;4,19)	(-4,95;7,84)	(-7,92;6,94)	(-12,18;5,72)
Anteilseffekt	-1,34*	0,33	1,20*	-1,36	0,58	3,68*
(95% KI)	(-2,42;-0,24)	(-0,62;1,52)	(0,37;1,96)	(-3,20;0,73)	(-1,68;2,89)	(1,72;5,42)

Anmerkungen: Beobachtete Konzentrations- und Anteilseffekte zwischen den Jahren  $t$  und  $t-5$ . Alle Zahlen sind in Prozent angegeben. KI bezeichnet Halls Konfidenzintervall. \* Veränderung ist signifikant von null auf dem 5-Prozent-Niveau verschieden.

Quelle: SOEP Wellen 1992-2009.

sowie Tests auf statistische Signifikanz enthält. Signifikante Veränderungen lassen sich sowohl für R-GäP (West, 2003 vs. 1998; Ost, 2003 vs. 1998 und 2008 vs. 2003) als auch NR-GäP beobachten (West und Ost, 2008 vs. 2003). Die positiven Differenzen der Anteilseffekte zeigen an, dass die intertemporale Verschiebung in den Einkommensanteilen in diesem Zeitfenster *ceteris paribus* zu einem Anstieg der Ungleichheit führt.

Gini-Elastizitäten für die verschiedenen Einkommensarten, die in Tabelle 7 für das Jahr 2008 zusammengefasst sind, schließen die empirische Analyse ab. Die dort angegebenen Werte sind wie folgt zu interpretieren. Ein Punktschätzer von „-0,1221“ für Renteneinkommen bei R-GäP in den Alten Ländern bedeutet, dass ein einprozentiger Anstieg der Renteneinkommen bei allen Gemeinschaften dieser Gruppe zu einem Rückgang des Gini-Index um 0,1221 Prozent führt. Das „\*“ gibt an, dass dieses Ergebnis auf dem 5-Prozent-Niveau signifikant von null verschieden ist. Bei R-GäP in beiden Regionen zeigt sich, dass ein Anstieg des Anteils der Renteneinkommen am Äquivalenzeinkommen zu einer signifikanten Reduktion der Ungleichheit führt. Gleiches gilt für einen Anstieg des Anteils der Transfereinkommen, allerdings ist hier der Effekt quantitativ schwächer, was sich mit der relativ geringen Bedeutung dieser Einkommensart für R-GäP erklären lässt. Ungleichheit verstärkend wirkt sich bei R-GäP dagegen ein Anstieg des Anteils der Arbeitseinkommen und insbesondere der Kapitaleinkommen aus. Beide Effekte sind in den Alten Ländern prononcierter als in den Neuen Ländern. Dies ist auch der relativ geringen Bedeutung von Kapitaleinkommen in den Neuen Ländern geschuldet. Qualitativ vergleichbare Effekte finden wir auch bei den NR-GäP. Allerdings sind hier die Effekte von Variationen des Anteils

Tabelle 7

**Gini-Elastizitäten 2008**

	Westdeutschland	Ostdeutschland
<b>Rentner</b>		
Arbeitseinkommen		
$\eta_1$	0,0306*	0,0065
(95% KI)	(0,0105;0,0498)	(-0,0173;0,0292)
Renteneinkommen		
$\eta_2$	-0,1221*	-0,0345*
(95% KI)	(-0,1512;-0,0893)	(-0,0684;-0,0015)
Transfereinkommen		
$\eta_3$	-0,0132*	-0,0178*
(95% KI)	(-0,0209;-0,0047)	(-0,0270;-0,0075)
Kapitaleinkommen		
$\eta_4$	0,1053*	0,0458*
(95% KI)	(0,0800;0,1295)	(0,0237;0,0660)
<b>Nichtrentner</b>		
Arbeitseinkommen		
$\eta_1$	0,0619*	0,0422
(95% KI)	(0,0327;0,0940)	(-0,0133;0,0901)
Renteneinkommen		
$\eta_2$	-0,0248*	-0,0167
(95% KI)	(-0,0441;-0,0050)	(-0,0503;0,0236)
Transfereinkommen		
$\eta_3$	-0,0428*	-0,0515*
(95% KI)	(-0,0571;-0,0245)	(-0,0729;-0,0243)
Kapitaleinkommen		
$\eta_4$	0,0118	0,0263
(95% KI)	(-0,0117;0,0300)	(-0,0044;0,0530)

Anmerkungen:  $\eta_i$  ist die beobachtete Gini-Elastizität der Einkommenskomponente  $i$  zwischen den Jahren  $t$  und  $t-5$ .

Alle Zahlen sind in Prozent angegeben. KI bezeichnet Halls-Konfidenzintervall. \* Die Elastizität ist signifikant von null auf dem 5-Prozent-Niveau verschieden.

Daten: SOEP-Wellen 1992-2009.

von Kapitaleinkommen insignifikant – wohl auch deshalb, weil diese Einkommensart bei dieser Personengruppe nur einen sehr geringen Anteil am Äquivalenzeinkommen ausmacht.

## 5 Politische Implikationen und Fazit

Unsere Untersuchung hat gezeigt, dass die finanzielle Situation von älteren Personen heute besser ist als in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung. Dies gilt gleichermaßen für R-GäP und NR-GäP in den Neuen und den Alten Bundesländern. Allerdings dokumentieren unsere Ergebnisse auch, dass die Einkommen dieser vier Gruppen in der letzten Dekade stagnierten. Bei R-GäP ist die Einkommensentwicklung in den letzten Jahren sogar tendenziell rückläufig. Insgesamt erfolgten die Veränderungen über den Analysezeitraum hinweg weitgehend verteilungsneutral: Gini-Indizes für jede der vier betrachteten Gruppen blieben über die Zeit nahezu unverändert. Diese Stabilität der Einkommensverteilung ist aber nicht garantiert: Die ermittelten Gini-Elastizitäten zeigen, dass Veränderungen in der Einkommenszusammensetzung signifikante Effekte auf die Einkommensverteilung haben. Es ist daher zu erwarten, dass die in den letzten Jahren vollzogenen politischen Reformen im Bereich der Alterssicherung – Heraufsetzung des Renteneintrittsalters („Rente mit 67“) bei gleichzeitiger Betonung privater Altersvorsorge („Riester-“ und „Rürup-Reform“) – nicht nur das Einkommensniveau, sondern auch die Verteilung der Einkommen älterer Menschen systematisch beeinflussen werden. Der Preis für die Entlastung der Beitrags- und Steuerzahler durch die Einführung der „Rente mit 67“ ist nicht nur eine Absenkung des effektiven Rentenniveaus, sondern auch, wie die Gini-Elastizitäten für Renteneinkommen zeigen, eine Zunahme der Ungleichheit in der Verteilung der Äquivalenzeinkommen älterer Personen. Die Betonung privater Vorsorge und der damit einhergehende Anstieg des Anteils von Kapitaleinkommen am Äquivalenzeinkommen dürften ebenfalls zu einem Anstieg der Ungleichheit im Alter führen. Dies gilt umso mehr angesichts der Tatsache, dass die Bereitschaft, „Riester-“ und/oder „Rürup-Verträge“ abzuschließen, mit dem Einkommen zunimmt (vgl. Corneo et al. 2009).

## Literaturverzeichnis

- Astleithner, F., Clemens, W. und R. K. Himmelreicher (2010): Zur Entwicklung des Zugangsalters in Altersrenten verschiedener Qualifikationsgruppen in Deutschland (2003–2009). *Deutsche Rentenversicherung*, 4, 539–563.
- Athanasopoulos, G. und F. Vahid (2003): Statistical inference on changes in income inequality in Australia. *Economic Record*, 79, 412–424.
- Biewen, M. (2002): Bootstrap inference for inequality, mobility and poverty measurement. *Journal of Econometrics*, 108, 317–342.
- Biewen, M. (2004): The covariance structure of East and West German incomes and its implications for the persistence of poverty and inequality. *German Economic Review*, 6, 445–469.
- Bönke, T. und C. Schröder (2010): *Country inequality rankings and conversion schemes*. DIW Discussion Paper 1068. Berlin.
- Bönke, T., Schröder, C. und K. Schulte (2010a): Incomes and inequality in the long run: the case of German elderly. *German Economic Review*, 11, 487–510.
- Bönke, T., Schröder, C. und K. Schulte (2010b): Supplementing material to “Incomes and inequality in the long run: the case of German elderly.” *German Economic Review*, Online Materials.
- Börsch-Supan, A., Reil-Held, A. und R. Schnabel (2001): Pension provision in Germany. In: P. Johnson und R. Disney (Hrsg.): *Pension systems and retirement income across OECD countries*. London, MIT Press, 160–196.

- Corneo, G., Keese, M. und C. Schröder (2009): The Riester scheme and private savings: an empirical analysis based on the German SOEP. *Journal of Applied Social Science Studies*, 129, 321–332.
- Grabka, M. M. (2010): Codebook for the \$PEQUIV File 1984–2009: CNEF variables with extended income information for the SOEP. *Data Documentation* 49. DIW Berlin.
- Hall, P. (1994): Methodology and theory for the bootstrap. In: R. Engle und D. McFadden (Hrsg.): *Handbook of Econometrics*, 4. Amsterdam, Elsevier, 2341–2381.
- Lerman, R. I. und S. Yitzhaki (1985): Income inequality effects by income. *The Review of Economics and Statistics*, 67, 151–156.
- Mills, J. A. und S. Zandvakili (1997): Statistical inference via bootstrapping for measures of inequality. *Journal of Applied Econometrics*, 12, 133–150.
- Münnich, M. (2001): Zur wirtschaftlichen Lage von Rentner- und Pensionärshaushalten. *Wirtschaft und Statistik*, 7, 546–571.
- OECD (2009): What are equivalence scales? [www.oecd.org/LongAbstract/0,2546,en\\_2825\\_497118\\_35411112\\_1\\_1\\_1\\_1,00.html](http://www.oecd.org/LongAbstract/0,2546,en_2825_497118_35411112_1_1_1_1,00.html)
- Podder, N. (1993): The disaggregation of the Gini coefficient by factor components and its application to Australia. *The Review of Income and Wealth*, 39, 51–61.
- Podder, N. und S. Chatterjee (2002): Sharing the national cake in post reform New Zealand: income inequality trends in terms of income sources. *Journal of Public Economics*, 86, 1–27.
- Rao, V. M. (1969): Two decompositions of concentration ratio. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 132, 418–25.
- Schwarze, J. und J. R. Frick (2000): Old age pension systems and income distribution among the elderly: Germany and the United States compared. In: R. Hauser und I. Becker (Hrsg.): *The personal distribution of income in an international perspective*. Berlin, Springer, 225–243.

## Anhang

Tabelle A1

## SOEP Einkommensvariablen

Einkommensart	SOEP-Variablen					
	1991–2000	2001	2002	2003	2004	2005–2008
Arbeitseinkommen	IJOB1\$; IJOB2\$; ISELF\$; I13IY\$; I14IY\$; IXMAS\$; IHOLY\$; IGRAY\$; IOTHY\$	IJOB1\$; IJOB2\$; ISELF\$; I13IY\$; I14IY\$; IXMAS\$; IHOLY\$; IGRAY\$; IOTHY\$	IJOB1\$; IJOB2\$; ISELF\$; I13IY\$; I14IY\$; IXMAS\$; IHOLY\$; IGRAY\$; IOTHY\$	IJOB1\$; IJOB2\$; ISELF\$; I13IY\$; I14IY\$; IXMAS\$; IHOLY\$; IGRAY\$; IOTHY\$	IJOB1\$; IJOB2\$; ISELF\$; I13IY\$; I14IY\$; IXMAS\$; IHOLY\$; IGRAY\$; IOTHY\$	IJOB1\$; IJOB2\$; ISELF\$; I13IY\$; I14IY\$; IXMAS\$; IHOLY\$; IGRAY\$; IOTHY\$
Renteneinkommen	IGRV1\$; IGRV2\$; ISMPI\$; ISMP2\$; IAGR1\$; IAGR2\$; ICIV1\$; ICIV2\$; IVBL1\$; IVBL2\$; ICOM1\$; ICOM2\$; IWARI\$; IWAR2\$; IGUV1\$; IGUV2\$; ISON1\$; ISON2\$	IGRV1\$; IGRV2\$; ISMPI\$; ISMP2\$; IAGR1\$; IAGR2\$; ICIV1\$; ICIV2\$; IVBL1\$; IVBL2\$; ICOM1\$; ICOM2\$; IWARI\$; IWAR2\$; IGUV1\$; IGUV2\$; ISON1\$; ISON2\$	IOLDY\$ <sup>a</sup> ; IOWIDY\$ <sup>b</sup> ; ICOMP\$ <sup>c</sup>	IGRV1\$ <sup>d</sup> ; IGRV2\$ <sup>d</sup> ; ICIV1\$; ICIV2\$; IVBL1\$; IVBL2\$; ICOMP\$ <sup>c</sup> ; IWARI\$; IWAR2\$; IGUV1\$; IGUV2\$; ISON1\$; ISON2\$	IGRV1\$ <sup>d</sup> ; IGRV2\$ <sup>d</sup> ; ICIV1\$; ICIV2\$; IVBL1\$; IVBL2\$; ICOM1\$; ICOM2\$; IWARI\$; IWAR2\$; IGUV1\$; IGUV2\$; ISON1\$; ISON2\$	IGRV1\$ <sup>d</sup> ; IGRV2\$ <sup>d</sup> ; ICIV1\$; ICIV2\$; IVBL1\$; IVBL2\$; ICOM1\$; ICOM2\$; IWARI\$; IWAR2\$; IGUV1\$; IGUV2\$; ISON1\$; ISON2\$
Transfereinkommen	IUNBY\$; IUNAY\$; ISUBY\$; IERET\$ <sup>e</sup> ; IMATY\$; ISTUY\$; HOUSE\$ <sup>f</sup> ; CHSPT\$ <sup>h</sup> ; SUBST\$ <sup>g</sup>	IUNBY\$; IUNAY\$; ISUBY\$; IERET\$ <sup>e</sup> ; IMATY\$; ISTUY\$; HOUSE\$ <sup>f</sup> ; CHSPT\$ <sup>h</sup> ; SUBST\$ <sup>g</sup>	IUNBY\$; IUNAY\$; ISUBY\$; IMATY\$; ISTUY\$; HOUSE\$ <sup>f</sup> ; CHSPT\$ <sup>h</sup> ; SUBST\$ <sup>g</sup>	IUNBY\$; IUNAY\$; ISUBY\$; IMATY\$; ISTUY\$; HOUSE\$ <sup>f</sup> ; CHSPT\$ <sup>h</sup> ; SUBST\$ <sup>g</sup>	IUNBY\$; IUNAY\$; ISUBY\$; IMATY\$; ISTUY\$; HOUSE\$ <sup>f</sup> ; CHSPT\$ <sup>h</sup> ; SUBST\$ <sup>g</sup>	IUNBY\$; IALG2\$ <sup>h+a</sup> ; ISUBY\$; IMATY\$; ISTUY\$; HOUSE\$ <sup>f</sup> ; CHSPT\$ <sup>h</sup> ; SUBST\$ <sup>g</sup> ; SPHLP\$ <sup>h+f</sup>
Kapitaleinkommen	I11104\$ <sup>h</sup>	I11104\$ <sup>h</sup>	I11104\$ <sup>h</sup> ; IPRVP\$ <sup>i</sup>	I11104\$ <sup>h</sup> ; IPRVP\$ <sup>i</sup>	I11104\$ <sup>h</sup> ; IPRV1\$ <sup>i</sup> ; IPRV2\$ <sup>i</sup>	I11104\$ <sup>h</sup> ; IPRV1\$ <sup>i</sup> ; IPRV2\$ <sup>i</sup>
Andere Einkommen	IELSE\$	IALIM\$ <sup>k</sup> ; IELSE\$	IALIM\$ <sup>k</sup> ; IELSE\$	IALIM\$ <sup>k</sup> ; IELSE\$	IALIM\$ <sup>k</sup> ; IELSE\$	IALIM\$ <sup>k</sup> ; IELSE\$

Anmerkungen: Die mit einem hochgestellten H gekennzeichneten Variablen sind auf Haushaltsebene erhoben, alle anderen Variablen liegen auf Individualebene vor.

a Seit dem Jahr 2005 wird die Individualvariable IUNAY\$\$ durch die Haushaltsvariable IALG\$\$ ersetzt. b In 2002 umfassen die Variablen IOLDY\$\$ und IWIDY\$\$ folgende Variablen: GRV1\$\$;

IGRV2\$\$; ISMP1\$\$; IAGR1\$\$; IAGR2\$\$; ICIV1\$\$; ICIV2\$\$; IVBL1\$\$; IVBL2; IWAR1\$\$; IWAR2\$\$; IGVU1\$\$; IGVU2\$\$;

ISON1\$\$ und ISON2\$. c In 2002 und 2003 umfasst die Variable ICOMP\$ die Variablen ICOM1\$ und ICOM2\$. d Seit 2003 sind in den Variablen IGRV1\$ und IGRV2\$ die Variablen

ISMP1\$\$; ISMP2\$\$; IAGR1\$\$ und IAGR2\$\$ integriert. e Die Variable IERET\$\$ wurde nur in den Jahren 1996-2001 erhoben. f Seit 2001 wird die Variable SPHLP\$\$ separat erhoben, in den

lahren davor ist sie in der Variable SUBST\$\$ enthalten. g Grundsicherung im Alter (SSOLD\$\$) wurde erst zum 01.01.2003 gesetzlich eingeführt und in 2005 zum ersten Mal erhoben. i Auszahl-

lungen aus Privaten Rentenversicherungen werden erst seit 2002 erhoben. Seit 2004 wird diese Variable IPRV1 \$\$ und IPRV2 \$\$ ersetzt. k Seit 2001 wird die Variable

ALIM\$\$ separat erhoben, in den Jahren davor ist sie in der Variable ELSE\$\$ enthalten.

Quelle: Grabka (2010).