

## Lebensarbeitseinkommensungleichheit westdeutscher Männer: Ergebnisse auf Basis deutscher Sozialversicherungsdaten für die Jahrgänge 1938–1944

Dr. Timm Bönke\* / Professor Dr. Dr. Giacomo Corneo\*\* / Holger Lüthen\*\*\*

\* Institut für Öffentliche Finanzen und Sozialpolitik, Freie Universität Berlin

\*\* Institut für Öffentliche Finanzen und Sozialpolitik, Freie Universität Berlin, CEPR, CESifo und IZA

\*\*\* Graduate Center, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

### 1 Einleitung

Empirische Studien zu der Verteilung von Lebens(erwerbs)einkommen sind rar. Die meisten Verteilungsanalysen von Erwerbseinkommen untersuchen die Ungleichheit in einem Jahr mit Querschnittsdaten oder über mehrere Jahre mit Längsschnittdaten. Diese Studien finden typischerweise einen Anstieg der Erwerbseinkommensungleichheit über die letzten 50 Jahre. Für Deutschland kann beginnend mit den Wirtschaftswunderjahren ein leichter Ungleichheitsrückgang zwischen den 50er- und den anfänglichen 70er-Jahren beobachtet werden (Birkel 2006). Nach einer Phase weitgehender Stabilität vom Ende der 70er- bis Mitte der 90er-Jahre (Steiner und Wagner 1998, Birkel 2006 und Prasad 2004)<sup>1</sup> finden die meisten Studien einen Anstieg der Ungleichheit (Bach et al. 2009, Gerandt und Pfeiffer 2006), welcher bis in die 2000er-Jahre anhält (Fuchs-Schündeln et al. 2010). Die Einkommensungleichheit einzelner Geburtsjahrgänge kann hierbei zwar unterschieden werden, aber die Mehrheit der Paneldatensätze verfügt über zu wenige Berichtsjahre, um umfassende Erwerbsbiografien untersuchen zu können. Somit ist nur eine approximative Aussage über die Einkommensungleichheit im gesamten Erwerbsleben möglich. Dabei weisen Erwerbsbiografien eine eigentümliche Dynamik des Einkommensverlaufs über den Lebenszyklus auf. So verfügen beispielsweise Realschüler mit einer Ausbildung in der Regel wesentlich früher über ein regelmäßiges Einkommen als Personen, die sich für ein Studium entscheiden. Dafür weisen die Einkommen Studierender überwiegend ein höheres Einstiegsgehalt und höhere Wachstumsraten auf, sodass der Studierende den Realschüler nach seinem Berufseinstieg oftmals in der Einkommensrangfolge überholt. Diesen Vorgang nennt man Einkommensmobilität. Zusätzliche Dynamik entsteht durch unterschiedliche und variable Einkommenswachstumsraten, welche auch ohne einen Rangwechsel die Ungleichheit erhöhen oder senken können. Dieses Muster wird von Studien belegt, die eine u-förmige Ungleichheit in Abhängigkeit vom Alter feststellen (inter alia Fuchs-Schündeln et al. 2010). Um die vollständige Ungleichheit über den Lebenszyklus eines Jahrgangs untersuchen zu können, müssen daher sämtliche Erwerbsjahre berücksichtigt werden bzw. es muss ein Datensatz verwendet werden, mit dem sich eine vollständige Erwerbsbiografie abbilden lässt.

Für Schweden untersucht Björklund (1993) mit Längsschnittdaten die Lebensarbeitseinkommensungleichheit. Beim Vergleich der gemessenen Ungleichheit der Lebensarbeitseinkommen mit der im

---

<sup>1</sup> Dustmann et al. (2009) finden allerdings einen Anstieg der Ungleichheit in den oberen Bereichen der Verteilung.

respektiven Querschnitt findet *Björklund* (1993, S. 380) eine 33 bis 40 Prozent niedrigere Ungleichheit in der Lebenseinkommensverteilung. Dies offenbart das Niveau der Ungleichheitsüberschätzung, wenn man von der Ungleichheit im Querschnitt auf die Ungleichheit der Lebenseinkommen schließen wollte. Auch für Deutschland untersuchen einige Studien die Lebenseinkommensungleichheit. So untersucht *Göbel* (1984) die Lebenseinkommensungleichheit im Bundesland Hessen für die Jahrgänge 1882 bis 1911 anhand der Kapitalwertmethode.<sup>2</sup> *Fachinger* (1994, S. 160 ff.) untersucht die Ungleichheitsentwicklung der Jahrgänge 1916, 1918 und 1921 mit dem Interquartilsabstand für die Jahre 1950 bis 1980. Hierbei sind deutliche Unterschiede zwischen den 1916 und den 1918 und 1921 Geborenen sichtbar, wobei die 1918 und die 1921 Geborenen einen ähnlichen Verlauf aufweisen. Eine ähnliche Fragestellung analysieren *Fachinger* und *Himmelreicher* (2008) mit der Untersuchung von Mobilität über das Erwerbsleben. Sie finden ein hohes Maß an Einkommensmobilität für zwischen 1939 und 1944 geborene Männer.

Alle diese Studien greifen auf administrative Daten der Sozialversicherung zurück. In den vorliegend verwendeten Daten sind sozialversicherungsrelevante Einkommen und Tatbestände von Individuen zwischen dem 14. und dem 66. Lebensjahr dokumentiert. Daher bieten sie die für Deutschland einzigartige Möglichkeit, vollständige Erwerbsbiografien über den Lebenszyklus untersuchen zu können. Darüber hinaus weisen die Daten aufgrund ihres Erhebungszwecks eine sehr hohe Qualität auf.

Ziel dieser Studie ist es, auf Basis administrativer Sozialversicherungsdaten Lebenseinkommensungleichheit der Kohorten westdeutscher Männer von 1938 bis 1944 zu untersuchen. Vor dem Hintergrund der oben genannten Studien widmet sich die vorliegende Untersuchung insbesondere zwei Aspekten. Erstens stellen wir verschiedene Berechnungsmethoden für Lebenseinkommen vor und vergleichen deren Ergebnisse. Zweitens erfolgt ein systematischer Vergleich zwischen der Ungleichheit von Lebens- und Querschnittseinkommen.

Der Aufsatz ist wie folgt gegliedert. Zunächst werden im zweiten Abschnitt Datengrundlage und konzeptioneller Rahmen für die Berechnung von Lebenseinkommen beschrieben. Der dritte Abschnitt präsentiert die Lebenseinkommen und ihre Verteilung und im vierten Abschnitt wird ein Vergleich von der Ungleichheit der Lebenseinkommen mit der Ungleichheit im Querschnitt gezogen. Im abschließenden Abschnitt 5 folgt ein Fazit.

## 2 Datengrundlage und Methodologie

### 2.1 Die Versicherungskontenstichprobe

Die Versicherungskontenstichprobe (VSKT) wurde 1983 erstmals als geschichtete Zufallsstichprobe der Versicherungskonten im Paneldatenformat gezogen (*Himmelreicher* und *Stegmann* 2008, S. 651). Die Grundgesamtheit basiert auf Personen, die im Berichtsjahr mindestens einen Eintrag in ihrem Rentenversicherungskonto, mindestens das 15. und höchst-

---

<sup>2</sup> Ein ähnliches Vorgehen basierend auf der Kapitalwertmethode wird auch in diesem Beitrag verwendet.

tens das 67. Lebensjahr vollendet haben.<sup>3</sup> Die VSKT umfasst eine Fallzahl von circa 240.000 Versicherten. Gegenüber Umfragedaten sind verzerrte Angaben, Erinnerungsfehler oder verweigerte Antworten ausgeschlossen, und die Erwerbsbiografien sind vorwiegend lückenlos dokumentiert (siehe *Himmelreicher* und *Stegmann* 2008, *Bönke* 2010).

Die vorliegende Studie basiert auf den Scientific Use Files (SUF) der Versicherungskontenstichprobe (VSKT).<sup>4</sup> Diese 25%-tige Stichprobe der jeweiligen VSKT wird seit dem Berichtsjahr 2005 jährlich erstellt und beinhaltet pro Stichprobe circa 60.000 Versicherte. Grundlage für die Untersuchung sind die SUFs der VSKT für die Jahre 2005 bis 2007 (SUFVSKT2005–2007). Jeder SUF beinhaltet Personen, die im Berichtsjahr mindestens 30 und höchstens 66 Jahre alt sind. Folglich beinhaltet der SUFVSKT2005 die Kohorten der 1938 bis 1975 Geborenen, der SUFVSKT2006 die der 1939 bis 1976 Geborenen und der SUFVSKT2007 die der 1940 bis 1977 Geborenen. In der Untersuchungsstichprobe werden die 1938er-Kohorte aus dem SUFVSKT2005, die Kohorten 1939 bis 1943 aus dem SUFVSKT2006 und die 1944er-Kohorte aus dem SUFVSKT2007 verwendet.

Die VSKT ist durch mehrere Einschränkungen gekennzeichnet. So sind Personen, die nie in einem sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnis standen, für die keine rentenrelevanten Anrechnungszeiten (zum Beispiel Kindererziehung, Ausbildung) vorliegen oder für die öffentliche Institutionen nie Rentenbeiträge gezahlt haben (zum Beispiel Zivildienst, Wehrdienst, Transfers) nicht in der VSKT erfasst. Außerdem wird das Einkommen an der Beitragsbemessungsgrenze (BBG) zensiert. Für Personen, die ein sozialversicherungspflichtiges Einkommen an oder oberhalb der BBG verdienen, ist der Wert der BBG des jeweiligen Jahres nachgewiesen.

Die Daten sind in einen fixen und einen biografischen Teil untergliedert, wobei der biografische Teil in dem Kalenderjahr startet, in welchem das Individuum 14 Jahre alt wird. Zusammen mit der Altersgrenze von 66 Jahren sind monatsgenaue Erwerbsinformationen einer Person für maximal 624 Monate nachgewiesen. Hierbei sind vor allem die Soziale Erwerbssituation (SES), die monatlichen Entgeltpunkte (MEGPT) und die Versichertengruppe (VSGR) hervorzuheben. Der fixe Teil beinhaltet soziodemografische Variablen wie Geburtsjahr, Geschlecht, Bundesland und Variablen der Rentenberechnung wie die Summe aller Entgeltpunkte. Bei den Daten handelt es sich um Individualdaten, die keine Angabe über den Haushaltskontext enthalten.

## 2.2 Stichprobenselektion

Die Untersuchungsstichprobe ist auf pflichtversicherte westdeutsche Männer der Kohorten 1938 bis 1944 im Alter von 17 bis 63 Jahren beschränkt. Die Begrenzung ist durch die Fragestellung motiviert, da nur für diese Jahrgänge genügend Einkommenswerte vorhanden sind, um eine Lebenseinkommensuntersuchung durchzuführen. Um eine homogene Unter-

---

<sup>3</sup> Siehe Deutsche Rentenversicherung Bund (2008a), (2008b) und (2009) für eine Liste der vorhandenen Variablen sowie *Himmelreicher* und *Stegmann* (2008) für weitere Details.

<sup>4</sup> Die Scientific Use Files (SUF) werden vom Forschungsdatenzentrum der Rentenversicherung (FDZ-RV) für nichtkommerzielle wissenschaftliche Forschungszwecke auf Antrag zur Verfügung gestellt. Zu weiteren Daten, Publikationen und Veranstaltungen siehe [www.fdz-rv.de](http://www.fdz-rv.de).

suchungsstichprobe zu gewährleisten, werden nur die Versicherten berücksichtigt, die in der Arbeiterrentenversicherung (AR) oder Angestelltenrentenversicherung (AV) versichert sind (VSGR = 1 oder 2). Insbesondere knappschäftlich Versicherte werden hierdurch wegen des unterschiedlichen Berechnungssystems ausgeschlossen. Frauen werden aufgrund unterschiedlicher Einkommensentwicklung ab dem 40. Lebensjahr (*Richter und Himmelreicher* 2008, S. 48 ff.) nicht berücksichtigt. Dies spiegelt sich in langen und unregelmäßigen Erwerbsunterbrechungen oder einem kompletten Rückzug vom Arbeitsmarkt wider. Um diese Besonderheiten zu berücksichtigen, wäre eine getrennte Betrachtung nötig. Die Eintragungen für Personen aus den neuen Bundesländern sind ebenfalls nicht direkt vergleichbar, da sie einen Großteil ihres Erwerbslebens in einem anderen ökonomischen System gearbeitet haben. Versicherte mit Entgeltpunkten aus einer Erwerbstätigkeit in der ehemaligen DDR (PSEGPT\_OST > 0) werden daher ausgeschlossen. Insgesamt verbleibt eine Stichprobe von 2.500 Individuen.

Ziel ist es, die Erwerbseinkommen über den gesamten Erwerbszyklus zu analysieren. Aus verschiedenen Gründen können die nachgewiesenen Erwerbsbiografien Lücken aufweisen, sodass vor der Analyse bestimmte Personengruppen systematisch ausgeschlossen werden. Eliminiert werden Versicherte, die zwischen ihrem 30. und 60. Lebensjahr mehr als 24 Monate fehlende Werte in der Sozialen Erwerbssituation (SES) aufweisen. Diese Vorgehensweise stellt sicher, dass vor allem nicht versicherungspflichtige Selbstständige und Verbeamtete ausgeschlossen werden, die oftmals bis zum Zeitpunkt ihrer Selbstständigkeit bzw. Verbeamtung in einem sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnis standen. Die Altersgrenze von 30 Jahren begründet sich in der Annahme, dass Personen, die in jüngeren Jahren fehlende Werte aufweisen, tatsächlich über kein Einkommen verfügen, da sie zum Beispiel studiert haben. Ab dem Alter von 30 Jahren wird das Vorliegen einer anderweitigen Einkommensquelle angenommen. Das Bundesministerium für Bildung und Forschung (2001, S. 4.7.1) berichtet in diesem Zusammenhang, dass 93,6 Prozent aller Selbstständigen eine solche Entscheidung nach dem 30. Lebensjahr treffen. Insgesamt werden circa 700 Fälle ausgeschlossen. Weiterhin existieren Fälle, die trotz Einträgen in der SES, die mit positiven Entgeltpunkten korrespondieren, keinen entsprechenden Nachweis in den Entgeltpunkten (MEGPT) aufweisen. Um zu gewährleisten, dass die Erwerbsbiografien vollständig erfasst sind und die nachgewiesenen Zeiten eine gute Näherung an das erwirtschaftete Markt(arbeits)einkommen darstellen, werden für Phasen der Arbeitslosigkeit (SES = 6, 7, 8), Pflege (SES = 3), Kindererziehung und Haushalt (SES = 4), sowie Arbeitsunfähigkeit/Krankheit (SES = 5) Entgeltpunkte in Höhe von Null zugewiesen, wenn positive originäre Entgeltpunkte (MEGPT) oder Entgeltpunkte aus Anrechnung (MEGPTAN) vorliegen. Weiterhin werden für Zeiten des Rentenbezugs (SES = 15) ebenfalls Entgeltpunkte in Höhe von Null zugewiesen. Nach diesen Modifikationen enthält das Verlaufsmerkmal der monatlichen Entgeltpunkte (MEGPT) nur dann einen positiven Eintrag, wenn der Versicherte zu diesem Zeitpunkt erwerbstätig war (SES = 13), eine Null, wenn ein anderer Markteinkommensbezug ausgeschlossen werden kann und ein „Missing“, wenn aus den nachgewiesenen Zeiten nicht auf das erwirtschaftete Arbeitseinkommen geschlossen werden kann. Ausgeschlossen werden nun die Fälle, die kumuliert mehr als 24 Monate fehlende Werte bei den modifizierten Entgeltpunkten (MEGPT) aufweisen. Das Kriterium führt zu einem weiteren Ausschluss von 350 Versicherten. **Tabelle 1** zeigt, dass für jede Kohorte ungefähr 200 Beobachtungen vorliegen. Insgesamt umfasst die Stichprobe 1.466 Fälle, welche repräsentativ für 1,2 Millionen Personen sind.

**Tabelle 1:** Anzahl der Beobachtungen pro Geburtsjahrgang

Geburtsjahr	Ungewichtet			Gewichtet		
	Anzahl	Prozent	kumuliert	Anzahl	Prozent	kumuliert
1938	213	14,53	14,53	193.737	15,91	15,91
1939	212	14,46	28,99	197.753	16,24	32,15
1940	195	13,30	42,29	191.945	15,76	47,92
1941	210	14,32	56,62	184.428	15,15	63,07
1942	220	15,01	71,62	151.770	12,47	75,53
1943	227	15,48	87,11	165.532	13,60	89,13
1944	189	12,89	100,00	132.386	10,87	100,00
	1.466	100,00		1.217.551	100,00	

Quelle: FDZ-RV – SUFVSKT2005–2007, eigene Berechnungen.

### 2.3 Ermittlung der jährlichen Einkommen

Prozessproduzierte Daten sind sensitiv gegenüber Regeländerungen, da diese der jeweiligen Gesetzeslage zum Erfassungszeitpunkt unterliegen. Um Zeitkonsistenz in der hier betrachteten Periode von 52 Jahren gewährleisten zu können, müssen daher Anpassungen vorgenommen werden.

Ab dem Jahr 1984 sind Einmalzahlungen wie zum Beispiel Weihnachts- und Urlaubsgeld erstmals sozialversicherungspflichtig und in den Daten erfasste Entgeltinformationen basieren auf einer höheren Bemessungsgrundlage (siehe *Bender et al.* 1996, S. 15). Wird diese Gesetzesänderung nicht korrigiert, kann sie zu einem künstlichen Ungleichheitswachstum führen (siehe *Steiner und Wagner* 1998). Daher werden die Daten mit der Korrekturmethode von *Fitzenberger* (1999, S. 224 ff.) angepasst. Dieses Vorgehen beruht auf der Annahme, dass nur das Wachstum der Einkommen oberhalb des Medianeinkommens von der Änderung betroffen ist. Die Differenz zwischen dem Wachstum des Medianeinkommens und dem Wachstum der darüber liegenden Quantile von 1983 auf 1984 wird als „störendes“ (künstliches) Wachstum bezeichnet. Die Einkommen der Quantile oberhalb des Medianeinkommens werden vor 1984 um dieses Wachstum nach oben korrigiert, um eine einheitliche Einkommensgrundlage zu schaffen und so den Bruch zu beheben.

Aus den nachgewiesenen Entgeltinformationen können nun die Bruttolöhne berechnet werden. Gleichung (1) beschreibt, wie der jährliche Bruttolohn  $y_{i,t}$  im Jahr  $t$  aus den Entgeltpunkten ermittelt wird:

$$(1) \quad y_{i,t} = \mu_t \cdot EGPT_{i,t}$$

Hierbei wird das jährliche sozialversicherungspflichtige Durchschnittseinkommen  $\mu_t$  mit den individuellen jährlichen Entgeltpunkten  $EGPT_{i,t}$  multipliziert. Anschließend wird zu diesem Bruttolohn der Sozialbeitrag der Arbeitgeber addiert, um das Markteinkommen zu generie-

ren, das den gesamten Lohnkosten des Arbeitgebers entspricht. Hinter dem Markteinkommenskonzept steht die Überlegung, dass ein vom Sozialsystem unabhängiges vergleichbares Einkommenskonzept größtmögliche intertemporale und internationale Vergleichbarkeit garantiert.<sup>5</sup> Daher wird in Gleichung (2) zum Bruttolohn der individuelle prozentuale Sozialbeitrag des Arbeitgebers  $AG_{i,t}$  multipliziert mit  $y_{i,t}$  addiert. Dabei ist zu beachten, dass der Term  $y_{i,t} \cdot AG_{i,t}$  vor der Datenbruchkorrektur berechnet und danach addiert wird.

$$(2) \quad x_{i,t} = y_{i,t} + y_{i,t} \cdot AG_{i,t}$$

Die letzte Anpassung behandelt die Rechts- und Linkszensierung der Versicherungskontenstichprobe. Die Rechtszensierung beruht auf der Zensur der Einkommen an der Beitragsbemessungsgrenze (BBG). Dies führt zu einer Unterschätzung der Ungleichheit. Für eine größere Realitätsnähe werden die Einkommen oberhalb der Grenze imputiert. Die Imputationsmethode basiert auf der Annahme, dass die Einkommen oberhalb der Grenze paretoverteilt sind (Bönke 2010). Zunächst werden die Parameter einer Paretoverteilung für die Einkommen oberhalb der BBG geschätzt. Anschließend werden mithilfe der geschätzten Parameter Werte für die Einkommen an und über der BBG imputiert. Hierbei wird im Basisszenario eine minimale Mobilität angenommen, das heißt dass diejenigen, die am längsten oberhalb der BBG verdienen, auch das höchste Einkommen zugewiesen bekommen. Falls zwei oder mehrere Personen im selben Jahr die BBG überschreiten, wird die Rangfolge anhand der vorherigen Einkommen festgelegt. Es gibt keine Beobachtung, die vom ersten Jahr des Berufseinstiegs an ein Einkommen oberhalb der BBG bezieht.

Neben der minimalen Mobilitätsannahme werden noch zwei alternative Vorgehensweisen berechnet. Das erste Konzept beruht auf der Annahme der maximalen Mobilität. Hierbei wird jedes Jahr eine Rangfolgenumkehr der imputierten Einkommen vorgenommen, um so eine sehr mobile Gesellschaft oberhalb der BBG zu simulieren. Das zweite Konzept stellt eine Imputation von Durchschnittseinkommen dar. Hierbei wird der jeweilige jährliche Durchschnitt der imputierten Einkommen oberhalb der BBG ausgerechnet und den betroffenen Personen zugewiesen. Beide Konzepte dienen zur Robustheitsanalyse der Annahmen über die Rangfolge der imputierten Einkommen, führen allerdings nicht zu qualitativen Änderungen der Ergebnisse. Demzufolge werden neben den Ergebnissen der minimalen Mobilitätsannahme nur die Ergebnisse auf Basis der originalen (nicht imputierten) Einkommen zusätzlich angegeben.

Die Linkszensierung bezieht sich auf die Minijobgrenze. Beginnend mit dem Jahr 2003 gilt die höchste monatliche Minijobgrenze von 400 Euro. Ab diesem Zeitpunkt sind Einkommen unterhalb dieser Grenze nur dann erfasst, wenn ausdrücklich auf die Sozialversicherungsfreiheit verzichtet wurde. Um Zeitkonsistenz zu gewährleisten, werden daher alle Einkommen unterhalb der mit dem Lohnwachstum indexierten Minijobgrenze auf Null gesetzt. Dies hat eine

5 Es sind auch andere Konzepte denkbar, wie zum Beispiel eine Imputation von Renten und/oder Arbeitslosengeld. Birke (2006, S. 182) argumentiert, dass durch die Ausgestaltung eines Sozialsystems auch eine Konditionierung erfolgt, was gegen ein (reines) Markteinkommenskonzept sprechen würde. Allerdings sind vom Markt generierte Einkommen die einzigen, die aufgrund verschiedener Sozialsysteme überhaupt eine geeignete Vergleichsbasis bieten können. Entsprechendes gilt für die intertemporale Vergleichbarkeit innerhalb eines Sozialsystems, welches Regeländerungen unterliegt.

effektive Zensur des Datensatzes am unteren Ende zur Folge, ist aber nötig, um eine Verzerrung zu vermeiden.<sup>6</sup>

#### 2.4 Die zeitliche Homogenisierung der Lebenserwerbseinkommen

Die Lebenseinkommen mit einer Kapitalwertmethode (net present value; NPV) gebildet. Da die gewählte Diskontrate einen entscheidenden Einfluss auf den Wert des NPVs hat, werden zwei verschiedene Diskontraten verwendet. Der erste NPV wird durch eine Diskontierung der Einkommen mit dem durchschnittlichen Zinssatz deutscher Staatsanleihen gebildet (für die Daten siehe Deutsche Bundesbank, 2009). Ziel ist es, den risikolosen Kapitalmarktzins zu approximieren.<sup>7</sup> Dazu werden deutsche Staatsanleihen als risikolos eingestuft. Dieses Vorgehen ermöglicht es, den NPV mit marktnahen Zinsen für eine (risikolose) repräsentative Investition am Kapitalmarkt zu berechnen. Der zweite NPV wird mit den deflationierten Einkommen (Realeinkommen) gebildet. Grundlage ist der Verbraucherpreisindex des Statistischen Bundesamts (für die Daten siehe Deutsche Bundesbank, 2010). Im Folgenden werden die beiden Berechnungsmethoden mit Bund (für die Bundesanleihendiskontierung) und Real (für die CPI-Diskontierung) abgekürzt. In beiden Fällen werden sämtliche Einkommen auf das Jahr diskontiert, in welchem das Individuum 17 Jahre alt wurde (zum Beispiel 1955 für 1938 Geborene).<sup>8</sup> Der NPV entspricht dem Lebenseinkommen und stellt die Summe der diskontierten Einkommen dar:

$$(3) \quad NPV_i = \sum_{t=y17}^{y63} \frac{x_{i,t}}{d_t}$$

Gleichung (3) beschreibt die Konstruktion des NPVs für das  $i$ -te Individuum, wobei mit  $y17$  ( $y63$ ) das Kalenderjahr bezeichnet ist, in dem es 17 (63) Jahre alt wird. Die obere Grenze von 63 Jahren wurde gewählt, da die große Mehrheit spätestens ab diesem Zeitpunkt Rente bezieht und demzufolge eine Markteinkommensanalyse der nachfolgenden Jahre nicht sinnvoll ist. Die Markteinkommen  $x_{i,t}$  werden durch den Diskontfaktor  $d_t$  geteilt und aufsummiert.

### 3 Lebenseinkommen

Eine deskriptive Statistik über die Verteilung der Lebenseinkommen zeigt **Tabelle 2**. Hier sind die Mittelwerte des 1., 4., 7. und 10. Dezils der NPVs für den Jahrgang 1938 abgetragen. Um

6 Die Linkszensierung ist nicht zwingend notwendig, da die Minijobgrenze 1998 eingeführt wurde und sich somit nur auf einen kleinen Teil der für die Lebenseinkommensermittlung verwendeten Jahre auswirkt. Die hier verwendeten Jahrgänge werden ohnehin von dieser Regelung nur sehr wenig beeinflusst, da sie, wenn sie nicht sozialversicherungspflichtig beschäftigt sind, oftmals früher in Rente gegangen sind oder aufgrund günstiger Vorruhestandsregelungen Arbeitslosengeld beziehen. Die Ergebnisse sind nicht sensitiv gegenüber der Linkszensierung. Die Zensur wurde dennoch vorgenommen, da hier ein Vergleich mit Querschnittsdaten erfolgt, in welchen die Linkszensierung einen größeren Einfluss hat und aus Konsistenzgründen nötig ist.

7 Eine alternative Methode ist eine Diskontierung mit der Zinsstrukturkurve. Der Vorteil ist die Berücksichtigung von Erwartungen. Allerdings liegt diese Kurve erst ab 1972 vor und ist aus diesem Grund nicht für den betrachteten Untersuchungszeitraum anwendbar.

8 Dieses Vorgehen orientiert sich lose an *Mincer* (1958, S. 284). Er argumentiert, dass, um unterschiedlich lange Ausbildungszeiten zu berücksichtigen, das Jahr als Basisjahr gewählt werden muss, in welchem die Berufswahl getroffen wird. Dieser Argumentation folgend wählt *Göbel* (1984, S. 67) das frühestmögliche Alter (16 Jahre in seinem Fall). Vorliegend wäre es theoretisch möglich, das 14. Lebensjahr als Basisjahr zu nehmen; allerdings liegen vor dem 17. Lebensjahr nahezu keine Einkommen aus sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung vor.

den Einfluss der zugrunde liegenden Berechnungsmethoden zu evaluieren, sind die Werte mit und ohne Imputation der hohen Einkommen und für beide Diskontraten abgebildet. Hierbei ist gut ersichtlich, dass die Bundesanleihezinsen die Lebenseinkommen wesentlich stärker diskontieren als die Inflationsraten. Des Weiteren sind die unteren Dezile von der Imputation nur sehr schwach betroffen, wohingegen im oberen Bereich eine deutliche Steigerung der Mittelwerte konstatiert werden kann. Im Topdezil ergibt sich eine durchschnittliche Steigerung um circa 26 Prozent für den NPV der Realeinkommen und um 22 Prozent für den mit Bundesanleihen diskontierten NPV, während die Steigerung für die gesamte Stichprobe etwa 7 Prozent bzw. 6 Prozent beträgt.

**Tabelle 2:** Dezilmittelwerte der Lebenseinkommen des Jahrgangs 1938

Dezil	Minimale Mobilität		Keine Imputation	
	Real	Bund	Real	Bund
1	184.392	74.961	184.217	74.872
4	300.231	118.770	299.393	118.348
7	379.149	145.709	368.183	142.663
10	624.616	218.373	460.482	169.299

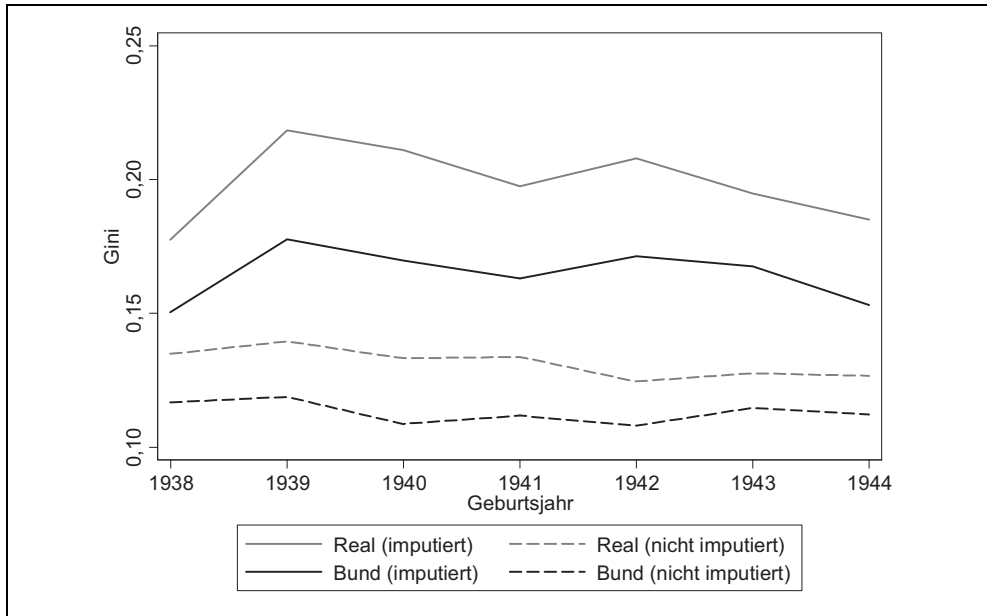
Quelle: FDZ-RV – SUFVSKT2005–2007, eigene Berechnungen mit gewichteten Daten.

Zunächst präsentiert **Abbildung 1** eine Zeitreihe der Gini-Koeffizienten auf Basis der individuellen NPVs der einzelnen Jahrgänge. Diese Ginis sind für NPVs mit beiden Diskontfaktoren (Real und Bund) mit jeweils imputierten und nicht imputierten Einkommen abgebildet. Es ist ersichtlich, dass die Bundesanleihendiskontierung sowohl mit als auch ohne Imputation stets zu niedrigeren Ginis als die Deflationierung führt. Die Ginis der imputierten NPVs der Realeinkommen schwanken um 0,2 für sämtliche Jahrgänge und die der mit Bundesanleihezinsen diskontierten um 0,16. Der Niveauunterschied ist auf die stärkere Diskontierung in der insbesondere in der späteren Erwerbsphase und der damit verbundenen stärkeren Stauchung der Einkommen zurückzuführen.

Ein wichtiger Punkt ist die Robustheit der Ergebnisse. **Abbildung 2** liefert aus diesem Grund einen Vergleich der Ginis der Lebenseinkommen, die auf verschiedenen Mobilitätsannahmen beruhen. Die Ginis für Bundesanleihendiskontierung liegen bei minimaler Mobilität erwartungsgemäß höher als bei maximaler Mobilität, da hier einzelne Individuen sehr hohe Lebenseinkommen akquirieren können, solange sie mehrere Jahre Einkommen oberhalb der Beitragsbemessungsgrenze (BBG) beziehen. Etwas niedrigere Werte weisen die Ginis bei einer Imputation der Durchschnittseinkommen auf. Hier werden die Einkommen gleicher verteilt und selbst wenn Einzelne lange Zeit oberhalb der BBG verdienen, ist es ihnen dennoch nicht möglich, so hohe Einkommen wie bei den anderen Imputationsmethoden zu erlangen. Trotzdem zeigen alle drei Annahmen einen ähnlichen Verlauf und liegen nahe beieinander. Die Ergebnisse werden also nicht stark von dieser Annahme beeinflusst, dies kann als Indiz für Robustheit gesehen werden. Insgesamt zeigt die Robustheitsanalyse, dass sich bei der Annahme der minimalen Mobilität keine qualitativen Änderungen ergeben.

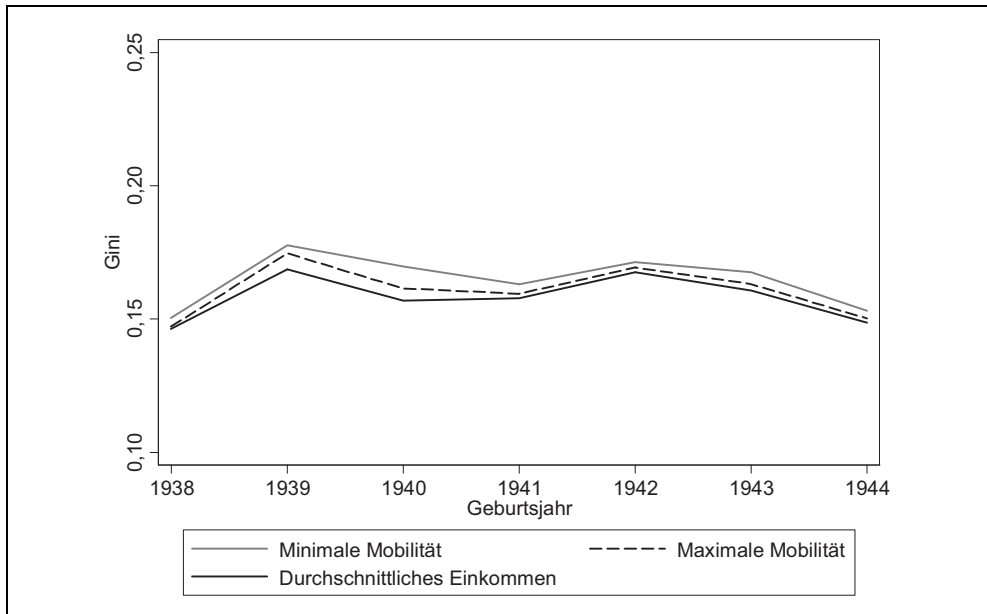


**Abbildung 1:** Ungleichheit der Lebenseinkommen (Gini-Koeffizienten)



Quelle: FDZ-RV – SUFVSKT2005–2007, eigene Berechnungen mit gewichteten Daten.

**Abbildung 2:** Ginis der Lebenseinkommen (Bund) für verschiedene Mobilitätsannahmen



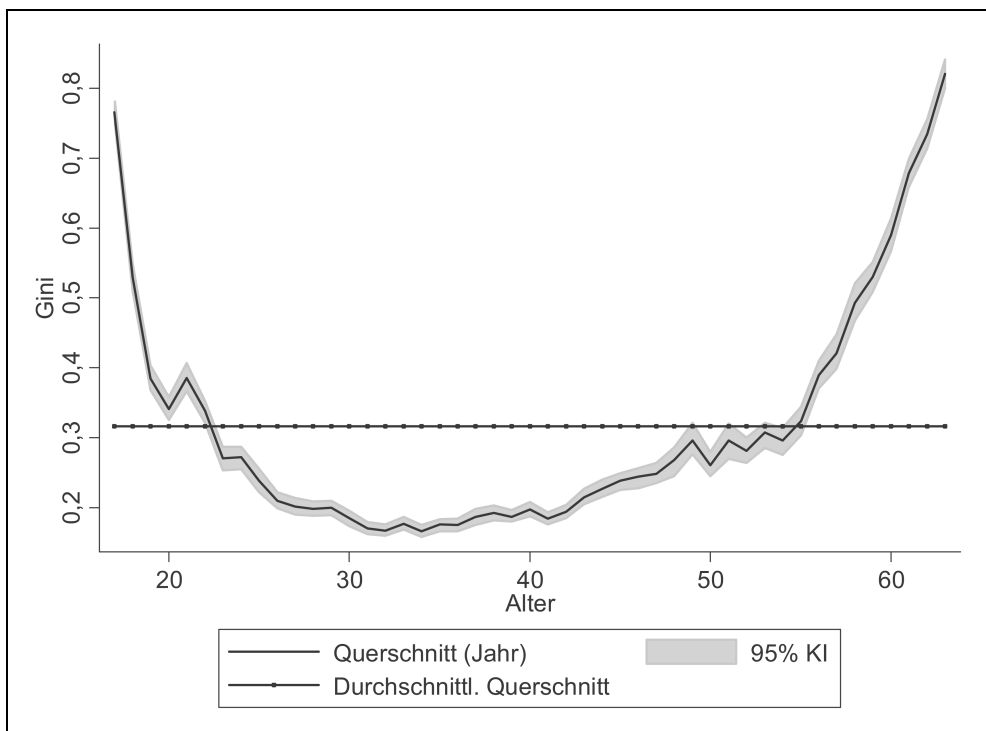
Quelle: FDZ-RV – SUFVSKT2005–2007, eigene Berechnungen mit gewichteten Daten.

## 4 Lebenszyklus- und Querschnittsperspektive

### 4.1 Ungleichheit von Lebenseinkommen und Querschnittseinkommen

Wie eingangs erwähnt, weist der Verlauf der gemessenen Ungleichheit im Einkommensquerschnitt einer Geburtskohorte eine eigentümliche Dynamik über das Erwerbsleben auf. In **Abbildung 3** ist die Querschnittsungleichheit in Abhängigkeit vom Alter für alle betrachteten Jahrgänge dargestellt. Vorliegend kann der u-förmige Verlauf (inter alia *Fuchs-Schündeln et al.* 2010) bestätigt werden. Zu Anfang und Ende des Erwerbslebens ist demnach die gemessene Ungleichheit am höchsten und die Mitte der Erwerbsphase liegt durchgängig unterhalb des Durchschnitts der QuerschnittsGINIs. Dies ist ein Anzeichen für divergierende Erwerbszyklen und gibt einen Hinweis auf den Einfluss der Alterszusammensetzung einer Querschnittspopulation auf die gemessene Ungleichheit.

**Abbildung 3:** Querschnittsungleichheit über den Erwerbslebenszyklus



Anmerkung: Ginis auf Basis der jährlichen sozialversicherungspflichtigen Erwerbseinkommen der Jahrgänge 1938 bis 1944, Imputation hoher Einkommen unter der Annahme minimaler Mobilität.

Quelle: FDZ-RV – SUFVSKT2005–2007, eigene Berechnungen.

Demzufolge liefert ein Vergleich der Querschnittsungleichheit mit der Lebenseinkommensungleichheit aufgrund der eigentümlichen Dynamik einen Hinweis darauf, inwiefern die Ungleichheit bei einer reinen Querschnittsbetrachtung überschätzt wird. Dieser Vergleich erfolgt

in den Tabellen 3 und 4. Zunächst wird in **Tabelle 3** die Querschnittungleichheit für die 25- bis 55-Jährigen und die 20- bis 59-Jährigen dargestellt. Die Altersbeschränkung ergibt sich aus den verfügbaren Geburtsjahrgängen in den Scientific Use Files der Versicherungskontenstichprobe (Deutsche Rentenversicherung Bund, 2008a, 2008b und 2009). Daher sind für die 25- bis 55-Jährigen Querschnitte für die Jahre 1993 bis 2002 konstruierbar, während das größtmögliche zu konstruierende Intervall die 20- bis 59-Jährigen umfasst und lediglich für das Jahr 1997 besteht. Trotz dieser Einschränkung ist es somit möglich, den Zeitraum der Hauptverdienstphase zu erfassen. Aus Tabelle 3 ist ersichtlich, dass der Querschnitts-Gini über die betrachteten Jahre wenig variiert und immer zwischen 0,2788 und 0,3067 liegt.

**Tabelle 3:** Ginis für Querschnittseinkommen

Jahr	Querschnittseinkommen (minimale Mobilität)	
	Alter 25–55	Alter 20–59
1993	0,2843	0,2955
1994	0,2907	
1995	0,2788	
1996	0,2859	
1997	0,2947	
1998	0,2935	
1999	0,2923	
2000	0,2965	
2001	0,2935	
2002	0,3067	

Quelle: FDZ-RV – SUFVSKT2005–2007, eigene Berechnungen mit gewichteten Daten.

**Tabelle 4:** Ginis für Lebenseinkommen

Jahrgang	Lebenseinkommen (minimale Mobilität)			
	Real		Bund	
	Alter 25–55	Alter 20–59	Alter 25–55	Alter 20–59
1938	0,1710	0,1734	0,1571	0,1523
1939	0,1844	0,2027	0,1695	0,1728
1940	0,1906	0,1985	0,1675	0,1646
1941	0,1866	0,1878	0,1642	0,1587
1942	0,1769	0,1905	0,1595	0,1623
1943	0,1897	0,1923	0,1669	0,1661
1944	0,1536	0,1683	0,1381	0,1443

Quelle: FDZ-RV – SUFVSKT2005–2007, eigene Berechnungen mit gewichteten Daten.

**Tabelle 4** zeigt die Ginis der Lebenseinkommen für beide Diskontfaktoren. Um einen Vergleich mit den Querschnittseinkommen (Tabelle 3) durchzuführen, werden bei der Berechnung der Lebenseinkommen korrespondierende Altersjahre verwendet. Allgemein ist festzustellen, dass der Gini der mit Bundesanleihen diskontierten Lebenseinkommen stets unter

dem der Realeinkommen liegt. Ein Vergleich der entsprechenden Querschnitts-Ginis aus Tabelle 3 offenbart, dass das Niveau der Lebenseinkommens-Ginis (Bund) mit Werten zwischen 0,1381 und 0,1695 etwa halb so hoch ist. Für die Lebenseinkommens-Ginis (Real) ergeben sich mit Werten von 0,1536 bis 0,1906 in etwa zwei Drittel des korrespondierenden Querschnittsniveaus. Zusammenfassend ist festzustellen, dass die Lebenseinkommensungleichheit zwischen 30 Prozent und 40 Prozent geringer als die Querschnittsungleichheit ist. Ein gleiches Niveau findet auch *Björklund* (1993, S. 380) für Schweden. Ein Rückschluss von der Querschnittsungleichheit auf die Lebenseinkommensungleichheit führt somit zu einer erheblichen Überschätzung. Dieses Ergebnis spiegelt den Effekt von Einkommensmobilität und der Dynamik der Lohnstruktur über den Lebenszyklus wider, der zu einer Angleichung der Einkommen führt.

Dieses Ergebnis lässt sich leicht veranschaulichen. Wird der Gini gemäß *Sen* (1973, S. 31) berechnet, ergibt sich formal:

$$(4) \quad G = \frac{1}{2n^2 E[x]} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|$$

Hierbei steht  $x$  für das (Markt)Einkommen der Individuen  $i, j = 1, \dots, n$ , wobei  $n$  die Gesamtzahl der Population bezeichnet. Gleichung (4) lässt sich wie folgt umstellen:

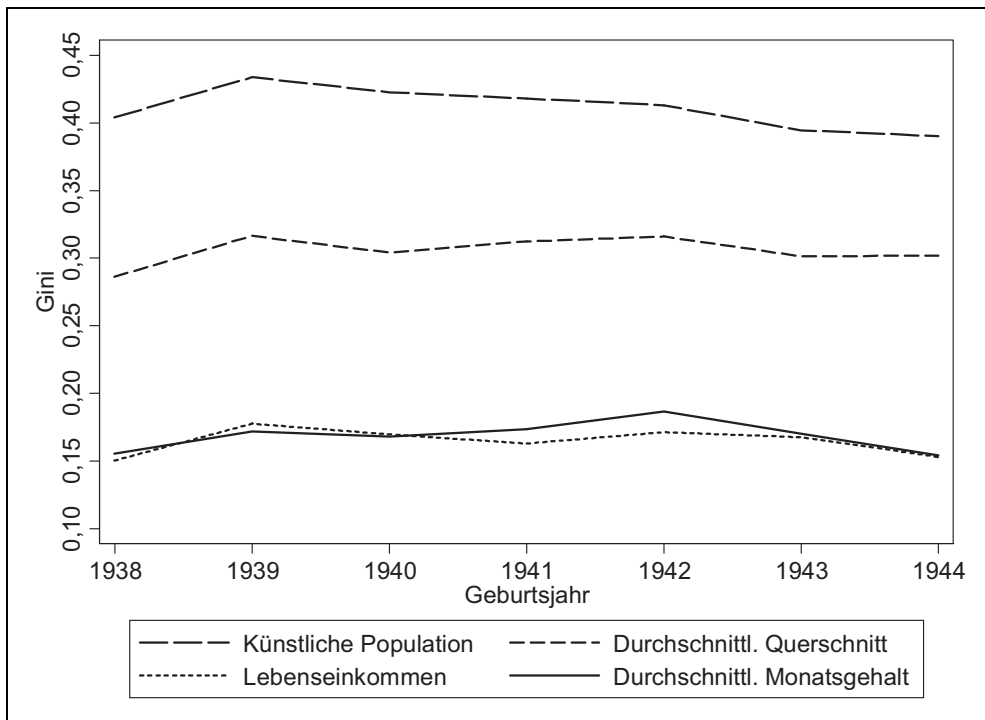
$$(5) \quad 2GE[x] = E[|x_i - x_j|]$$

Zweimal der Gini multipliziert mit dem Erwartungswert ergibt also den mittleren erwarteten Abstand zwischen den Einkommen. Zur Illustration nehmen wir eine Zwei-Personengesellschaft ( $n = 2$ ) mit einem durchschnittlichen Einkommen von 100 Euro (und einem Gesamteinkommen von 200 Euro) an. Wenn für diese Gesellschaft der Gini 0,3 beträgt, dann ergibt sich aus der Formel ein Abstand der Einkommen von  $2 \times 0,3 \times 100 \text{ Euro} = 60 \text{ Euro}$ . Somit verdient die reichere Person 130 Euro und mit 86 Prozent annähernd doppelt so viel wie die ärmere, welche 70 Euro verdient. Bei einem Gini von 0,2 beträgt der Abstand lediglich 40 Euro, wodurch sich Einkommen von 120 Euro respektive 80 Euro und ein Lohnunterschied von 50 Prozent ergeben. Der von 0,3 in einer Querschnittseinkommens- auf 0,2 in einer Lebenseinkommensbetrachtung sinkende Gini kann als deutliche Ungleichheitsreduktion angesehen werden; der Unterschied zwischen den Querschnitts- und den Lebenseinkommen ist somit keineswegs trivial.

Um die Ergebnisse für den Gini auf Basis der Lebenseinkommen auf ihre Robustheit zu überprüfen und einen Vergleichsmaßstab zu erhalten, ist in **Abbildung 4** die Ungleichheit basierend auf verschiedenen Konzepten dargestellt. Neben den Lebenseinkommens-Ginis sind Ginis für eine künstliche Population, der Durchschnitt über alle Ginis basierend auf den jährlichen Einkommensquerschnitten und der Gini auf Basis der durchschnittlichen Monatsgehälter abgetragen. Für die Berechnung der durchschnittlichen Monatsgehälter werden die NPVs durch die Anzahl der Monate dividiert, in denen das Individuum zwischen dem 17. und dem 63. Lebensjahr ein positives Erwerbseinkommen erzielt. Für das Konzept des durchschnittlichen Ginis über die Querschnittsverteilungen werden zunächst die Ginis aus der Verteilung der Querschnittseinkommen für jeden Geburtsjahrgang und jedes Alter von 17 bis 63 Jahre berechnet und gemittelt (zum Beispiel die einzelnen für die Jahre von 1955 bis 2003

für den Jahrgang 1938). Um die vollständige Heterogenität der diesem Gini zugrunde liegenden Bevölkerung zu erfassen, wird für den letzten Ansatz eine künstliche Population berechnet. Hier wird eine Verteilung aller Personen-Jahr-Beobachtungen zugrunde gelegt. Die künstliche Population bildet somit nicht nur die Ungleichheit zwischen den Individuen ab, sondern auch die Heterogenität der Einkommen, die ein Individuum im Laufe seines Erwerbslebens realisiert. Um Vergleichbarkeit der Einkommen zu gewährleisten, sind entsprechend dem Lebenseinkommenskonzept alle Einkommen auf das 17. Lebensjahr diskontiert. So befindet sich zum Beispiel die künstliche Population der 1938 Geborenen im Jahr 1955.

**Abbildung 4:** Ungleichheit verschiedener Konzepte im Vergleich



Quelle: FDZ-RV – SUFVSKT2005–2007, eigene Berechnungen mit gewichteten Daten.

In Abbildung 4 ist zu sehen, dass die künstliche Population die mit Abstand höchste Ungleichheit aufweist, da sie sowohl die Ungleichheit zwischen den Individuen als auch die Ungleichheit in der persönlichen Einkommensentwicklung widerspiegelt. An zweiter Stelle folgen die durchschnittlichen Ginis der Querschnitteinkommen. Sie geben die durchschnittliche Ungleichheit zwischen den Individuen wieder. Ihr Niveau im Vergleich zu der Lebenseinkommensungleichheit gibt einen Hinweis auf die ausgleichenden Effekte der Einkommensmobilität und Einkommensschwankungen über den Lebenszyklus. Betrachtet man die Verteilung der durchschnittlichen Monatsgehälter, finden sich fast deckungsgleiche Ginis mit den Lebenseinkommen. Insgesamt findet sich neben den erwarteten und plausiblen Niveauunterschieden ein gleiches und robustes Bild über alle Konzepte und Jahrgänge.

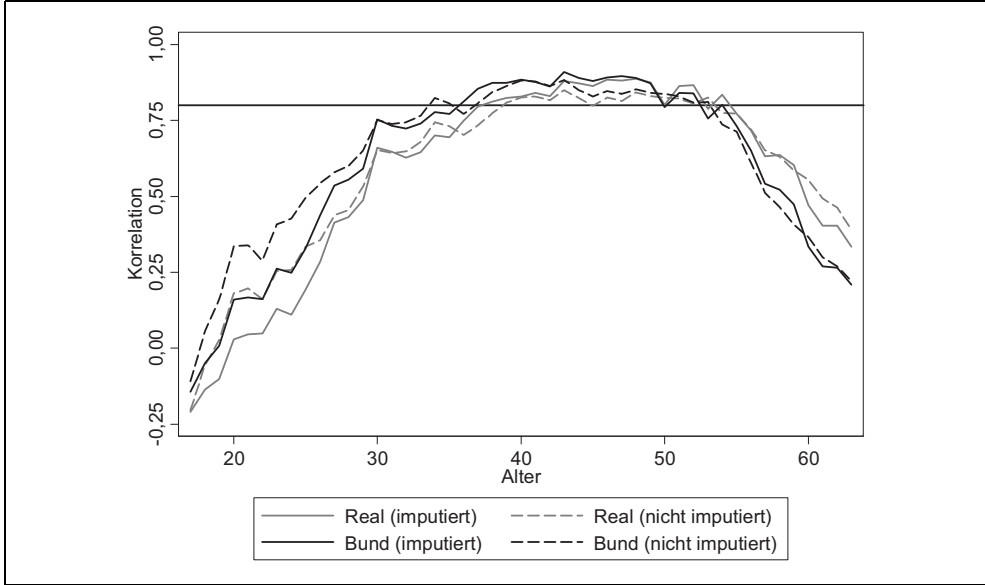
#### 4.2 Einkommenspositionen im Laufe des Lebenszyklus

Da die Individuen relativ starke Einkommensschwankungen über ihr Erwerbsleben erfahren, ist es von Interesse, zu welchem Zeitpunkt ein Individuum im Querschnitt eine Einkommensposition besetzt, die der seines Lebenseinkommens entspricht und somit einen Rückschluss von der Querschnitts- auf die Lebenseinkommensungleichheit zulässt. Einen Hinweis dafür kann eine Untersuchung der Korrelation zwischen der Lebenseinkommens- und der Querschnittseinkommensposition eines Individuums liefern. In **Abbildung 5** sind zunächst die Korrelationskoeffizienten zwischen dem Jahreseinkommen zu jedem Alter von 17 bis 63 Jahren mit den respektiven Lebenseinkommen für den Jahrgang 1938 berechnet. Für die anderen Jahrgänge ergibt sich ein ähnlicher Verlauf. Es kann festgestellt werden, dass die Korrelation in jungen Jahren negativ ist und dann kontinuierlich ansteigt, bis sie in einem Alter von ungefähr 35 bis 55 Jahren ihren Höhepunkt mit einem Wert von über 0,8 (durchgezogene Linie) erreicht und anschließend wieder absinkt. Der Verlauf ist robust über beide Diskontverfahren und gilt sowohl für imputierte als auch für nicht imputierte Werte. Die negativen Werte der bis 20-Jährigen und die schwache Korrelation am Beginn des Erwerbslebens spiegeln die unterschiedlichen Ausbildungsphasen wider: Personen, welche in jungen Jahren bereits relativ hohe Einkommen beziehen, sind eher diejenigen, die früh anfangen zu arbeiten und beispielsweise nach der Realschule eine Ausbildung beginnen. Dagegen weisen Individuen, die sich nach dem Abitur für ein Studium entscheiden, kein oder ein sehr geringes Erwerbseinkommen auf. Treten sie dann später in den Arbeitsmarkt ein, haben sie oft höhere Einstiegsgehälter, höhere Einkommenswachstumsraten und somit auch höhere Lebenseinkommen. Mit dem zunehmenden Arbeitsmarkteintritt besser ausgebildeter Personen steigt die Korrelation. Dies kann auch als Abnahme der Einkommensmobilität angesehen werden. Die hohe Korrelation zwischen 35 und 55 Jahren bedeutet, dass hier die Position in der Einkommenshierarchie als repräsentativ für die entsprechende Position im gesamten Lebenszyklus angesehen werden kann. Hiernach erfolgen zunehmende Arbeitsmarktaustritte zum Beispiel durch Frühverrentungen oder Arbeitslosigkeit aufgrund günstiger Vorruhestandsregelungen, wodurch die Korrelation wieder abnimmt.<sup>9</sup>

Dieser Zusammenhang bleibt auch bestehen, wenn man anstelle des Korrelationskoeffizienten der Einkommen den Rangkorrelationskoeffizienten (nach *Spearman*) heranzieht (siehe **Abbildung 6**). Der Verlauf wirkt glatter, da die Ränge weniger schwanken als die Einkommen, ist aber in seinen Phasen über das Alter identisch: negative Werte am Anfang, ein anschließender Anstieg und die Hochphase zwischen 35 und 55 Jahren mit nachfolgendem Rückgang. Der hier zusätzlich deutlich zu sehende Einknick des Anstiegs Anfang 20 ist auf den Wehr- oder Zivildienst zurückzuführen, da diese Einkommen wegen des Markteinkommenskonzepts nicht berücksichtigt werden. Es bleibt jedoch die Haupteckkenntnis, dass die Erwerbsphase von 35 bis 55 Jahren als repräsentativ für das Lebenseinkommen westdeutscher Männer angesehen werden kann und dass in dieser Phase eine geringe Mobilität vorherrscht.

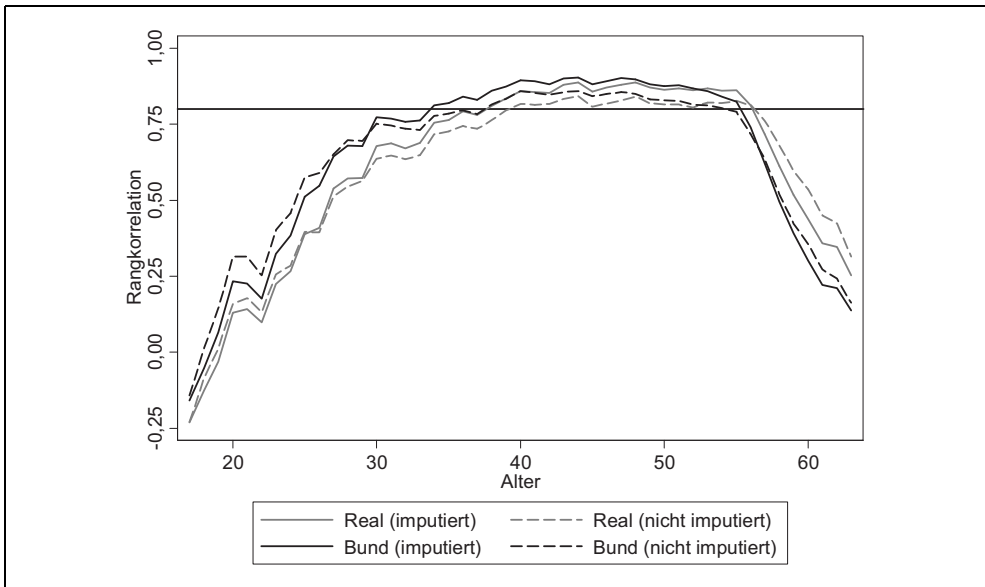
<sup>9</sup> In dieser Studie werden Rente und Arbeitslosigkeit als nicht vorhandenes Einkommen beziehungsweise ein Einkommen von Null angesehen, da sie nicht vom Markt generiert werden.

**Abbildung 5:** Korrelation der Lebenseinkommen mit den Querschnittseinkommen, Jahrgang 1938



Quelle: FDZ-RV – SUFVSKT2005–2007, eigene Berechnungen mit gewichteten Daten.

**Abbildung 6:** Rangkorrelation der Lebenseinkommen mit den Querschnittseinkommen, Jahrgang 1938



Quelle: FDZ-RV – SUFVSKT2005–2007, eigene Berechnungen mit gewichteten Daten.

## 5 Fazit

Die vorliegende Studie untersucht die Lebenseinkommensungleichheit sozialversicherungspflichtig beschäftigter Männer in Westdeutschland für die Jahrgänge 1938 bis 1944. Die Datengrundlage bilden die vom Forschungsdatenzentrum der Rentenversicherung (FDZ-RV) zur Verfügung gestellten Scientific Use Files SUFVSKT2005–2007. Hierbei handelt es sich um prozessgenerierte Daten der Sozialversicherung, welche Erwerbsbiografien von hoher Qualität abbilden. Insbesondere sind die Daten für komplexe Längsschnittuntersuchungen von Einkommen geeignet. Für die Analyse der Ungleichheit der Einkommen über den Lebenszyklus wurden zunächst Lebenseinkommen mit einer Kapitalwertmethode gebildet. Hiernach wurden diese Einkommen deskriptiv analysiert und ihre Ungleichheit mit dem Gini-Koeffizienten gemessen. Es folgen eine Robustheitsüberprüfung zugrunde liegender Annahmen und Vergleiche mit alternativen Bildungskonzepten und Querschnittseinkommen.

Zusammenfassend lassen sich drei Hauptergebnisse festhalten. Erstens schwanken die Gini der NPVs der Lebenseinkommen aller Jahrgänge um einen Wert von 0,2 für Realeinkommen und um 0,16 für eine Diskontierung mit Bundesanleihezinsen und sind robust gegenüber der gewählten Imputationsmethode für gekappte Einkommen. Zweitens führt ein Rückschluss von der Querschnittsungleichheit auf die Ungleichheit der Lebenseinkommen zu einer beträchtlichen Überschätzung der Lebenseinkommensungleichheit. Die Ungleichheit der Querschnittseinkommen der gesamten Stichprobe liegt ungefähr ein Drittel über der Ungleichheit der realen Lebenseinkommen, ein Ergebnis konsistent mit *Björklunds* Resultat für Schweden (1993, S. 380). Drittens sind Rückschlüsse aus den Querschnittseinkommensverteilungen der 35- bis 55-Jährigen auf die Lebenseinkommensverteilung möglich. Für diese Altersgruppe liegt eine hohe Korrelation zwischen den Querschnitts- und Lebenseinkommenspositionen vor. Folglich ist die Wahrscheinlichkeit hoch, dass Individuen ihre gesellschaftliche Einkommensposition zwischen dem 35. und 55. Lebensjahr nicht ändern. Diese Phase kann auch als Haupterwerbsphase bezeichnet werden, und die Einkommensposition einer Person am Anfang dieser Phase ist mit hoher Wahrscheinlichkeit die Position, in welcher sie sich in der Rangfolge der Lebenseinkommen befindet.

## 6 Literatur

- Bach, S., Corneo, G. & Steiner, V.* (2009): From Bottom To Top: The Entire Income Distribution in Germany, 1992–2003, *The Review of Income and Wealth*, Volume 55(2), S. 303–330.
- Bender, S., Hilzendegen, J., Rohwer, G. & Rudolph, H.* (1996): Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975–1990, *Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 197, Nürnberg, IAB.
- Birkel, C.* (2006): Einkommensungleichheit und Umverteilung in Westdeutschland, Großbritannien und Schweden 1950 bis 2000, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 75(1), S. 174–194.
- Björklund, A.* (1993): A Comparison between Actual Distributions of Annual and Lifetime Income: Sweden 1951–89, *Review of Income and Wealth* 39(4), S. 377–386.



- Bönke, T.* (2010): Gekappte Einkommen in prozessgenerierten Daten der Deutschen Rentenversicherung: Ein pareto-basierter Imputationsansatz. In: Deutsche Rentenversicherung Bund (Hrsg.). FDZ-RV-Daten zur Rehabilitation, über Versicherte und Rentner. Bericht vom sechsten Workshop des FDZ-RV. DRV-Schriften Band 55/2009, S. 214–230.
- Bundesministerium für Bildung und Forschung (2001): Berufsbildungsbericht 2001, <http://www.bmbf.de/pub/bbb2001.pdf>, Zugriff am 27.8.2010.
- Deutsche Bundesbank (2009): Zeitreihe WU0004: Umlaufrenditen inländischer Inhaberschuldverschreibungen/Anleihen der öffentlichen Hand/Monatsdurchschnitte, [http://www.bundesbank.de/statistik/statistik\\_zeitreihen.php?lang=de&open=zinsen&func=row&tr=WU0004](http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php?lang=de&open=zinsen&func=row&tr=WU0004), Zugriff am 30.10.2009.
- Deutsche Bundesbank (2010): Zeitreihe UJFB99: Verbraucherpreisindex / bis 1994: Westdeutschland, [http://www.bundesbank.de/statistik/statistik\\_zeitreihen.php?func=row&tr=UJFB99&year](http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php?func=row&tr=UJFB99&year), Zugriff am 27.8.2010.
- Deutsche Rentenversicherung Bund (2008a): Codeplan FDZ-Biografiedatensatz – VSKT 2005, Status: 24.7.2008.
- Deutsche Rentenversicherung Bund (2008b): Codeplan FDZ-Biografiedatensatz – VSKT 2006, Status: 10/15/2008.
- Deutsche Rentenversicherung Bund (2009): Codeplan FDZ-Biografiedatensatz – VSKT 2007, Status: 13.1.2009.
- Dustmann, C., Ludsteck, J. & Schönberg, U.* (2009): Revisiting the German Wage Structure, *Quarterly Journal of Economics* 124(2), S. 843–881.
- Göbel, D.* (1984): *Lebenseinkommen und Erwerbsbiographie*, Campus-Verlag: Frankfurt/Main, New York.
- Fachinger, U.* (1994): *Lohnentwicklung im Lebenslauf*, Campus Verlag: Frankfurt/Main, New York.
- Fachinger, U. & Himmelreicher, R. K.* (2008): Alters-Lohn-Profile und Einkommensdynamik von westdeutschen Männern im späten Erwerbsleben. In: Deutsche Rentenversicherung Bund (Hrsg.). Fünf Jahre FDZ-RV. Bericht vom fünften Workshop des FDZ-RV. DRV-Schriften Band 55/2008, S. 212–232.
- Fitzenberger, B.* (1999): *Wages and Employment Across Skill Groups: An Analysis for West Germany*, ZEW Economic Studies, Physika-Verlag: Heidelberg, New York.
- 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(1), S. 103–132.
- Himmelreicher, R. K. & Stegmann, M.* (2008): New Possibilities for Socio-Economic Research through Longitudinal Data from the Research Data Centre of the German Federal Pension Insurance (FDZ-RV), *Schmollers Jahrbuch* 128 (4), S. 647–660.
- Mincer, J.* (1958): Investment in Human Capital and Personal Income Distribution, *The Journal of Political Economy* 66(4), S. 281–302.

*Prasad, E.* (2004): The Unbearable Stability of the German Wage Structure: Evidence and Interpretation, IMF Staff Papers 51(2), 354–385.

*Richter, M. & Himmelreicher, R. K.* (2008): Die Versicherungskontenstichprobe als Datengrundlage für Analysen von Versicherungsbiografien unterschiedlicher Altersjahrgänge. In: Deutsche Rentenversicherung Bund (Hrsg.). Die Versicherungskontenstichprobe als Scientific Use File. DRV-Schriften Band 79, S. 34–61.

*Sen, A.* (1973): On Economic Inequality, Claredon Press: London.

*Steiner, V. & Wagner, K.* (1998): Has Earnings Inequality in Germany Changed in the 1980's?, Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften 118, S. 29–59.

**Dr. Timm Bönke** studierte Volkswirtschaft an der Freien Universität Berlin und promovierte als wissenschaftlicher Mitarbeiter bei *Professor Dr. Dr. Giacomo Corneo*. Zurzeit ist er Assistent am Lehrstuhl für öffentliche Finanzen. Der Lehrstuhl für öffentliche Finanzen ist am **Institut für Öffentliche Finanzen und Sozialpolitik** am Fachbereich Wirtschaftswissenschaft der **Freien Universität Berlin** angesiedelt. Der Lehrstuhl befasst sich mit einem weiten Spektrum an theoretischen und empirischen Forschungsfragen im Rahmen der Finanzwissenschaft. Schwerpunkte stellen insbesondere die Besteuerung und Umverteilung von Einkommen, die Institutionen des Wohlfahrtsstaates, soziale Normen und ökonomisches Verhalten sowie die Messung von Ungleichheit und die Bestimmung von äquivalenten Einkommen dar. E-Mail: [tim.boenke@fu-berlin.de](mailto:tim.boenke@fu-berlin.de).

**Professor Dr. Dr. Giacomo Corneo** studierte Volkswirtschaftslehre an der Universität Bocconi in Mailand und anschließend an der Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales in Paris. 1992 erfolgte an dem Ministerodell'Università e della Ricerca Scientifica e Tecnologica in Rom die Promotion in politischer Ökonomie. Seit dem 1. April 2004 hat ist er Professor an der Freien Universität Berlin und hat den Lehrstuhl für Öffentliche Finanzen am **Institut für Öffentliche Finanzen und Sozialpolitik** der **Freien Universität Berlin** inne. Sein aktueller Forschungsschwerpunkt ist die Ökonomie des Wohlfahrtsstaates. *Giacomo Corneo* ist Research Fellow bei dem **CEPR, London**, dem **CESifo, München** und dem **IZA, Bonn**. Ferner ist er Mitglied des Finanzwissenschaftlichen Ausschusses des Vereins für Sozialpolitik sowie des Wissenschaftlichen Beirats der Gesellschaft für öffentliche Wirtschaft und Schriftleiter des Journal of Economics. E-Mail: [giacomo.corneo@fu-berlin.de](mailto:giacomo.corneo@fu-berlin.de).

**Holger Lüthen** studierte Volkswirtschaftslehre an der Freien Universität Berlin. Seit 2010 promoviert er am Graduate Center des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) Berlin. Das Graduate Center stellt ein englischsprachiges Forschungsprogramm mit einem Schwerpunkt für empirische Wirtschaftsforschung dar. Das **Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) Berlin** ist das größte Wirtschaftsforschungsinstitut in Deutschland. Seine beiden Kernaufgaben sind anwendungsorientierte Wirtschaftsforschung und wirtschaftspolitische Beratung. Als unabhängige Institution ist es ausschließlich gemeinnützigen Zwecken verpflichtet. E-Mail: [hluethen@diw.de](mailto:hluethen@diw.de).

