

## Ungleichheitsdynamik in Deutschland: permanente Divergenz oder transitorische Fluktuation?

Dr. Timm Bönke\* / Matthias Giesecke\*\* / Holger Lüthen\*\*\*

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

\*\* Ruhr Graduate School in Economics und Universität Duisburg-Essen

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

### 1 Einleitung

Die Untersuchung von Einkommens- und Lohnungleichheit stellt ein wichtiges Gebiet sozialwissenschaftlicher Forschung dar, dokumentiert durch eine umfangreiche nationale und internationale Literatur zu verschiedenen Aspekten der Lohn- und Einkommensverteilung. Der überwiegende Teil dieser Studien untersucht die Lohnungleichheit im Querschnitt. Für Deutschland konstatieren Querschnittstudien seit den 1950er-Jahren drei Phasen der Ungleichheitsentwicklung: Beginnend mit den Wirtschaftswunderjahren und bis in die frühen 1970er kann ein leichter Rückgang der Lohnungleichheit beobachtet werden (Birkel 2006). Die anschließende zweite Phase reicht bis in die 1990er und ist durch eine relativ stabile Verteilung der Löhne charakterisiert (*inter alia* Steiner und Wagner 1998; Prasad 2004).<sup>1</sup> Ab Mitte der 1990er-Jahre können in einer dritten Phase vermehrt Anzeichen für einen zunehmenden Anstieg der Ungleichheit in der Lohnverteilung (*inter alia* Gernandt und Pfeiffer 2006; Bach et al. 2009) gefunden werden.

Querschnittanalysen sind geeignet, allgemeine Ungleichheitstrends aufzuzeigen, aber sie sind nicht in der Lage, umfassende Informationen über die zugrunde liegende Dynamik dieser Entwicklung offenzulegen. So können Veränderungen der gemessenen Ungleichheit einer Lohnverteilung zwischen zwei Zeitpunkten durch Änderungen der kurzfristigen Einkommensvolatilität (transitorische Komponente) oder Änderungen der Divergenz in den langfristigen individuellen Lohnniveaus (permanente Komponente) hervorgerufen werden. Während die permanente Einkommenskomponente langfristige Attribute von Arbeitnehmern wie deren Bildungsniveau und Erfahrung abbildet, erfasst die transitorische Komponente kurzfristige Einkommensschwankungen um die permanente Einkommenskomponente. Folglich klingen Schwankungen in der transitorischen Einkommenskomponente nach wenigen Perioden wieder ab, während Veränderungen in der permanenten Varianz der Einkommenskomponente auf strukturelle Veränderungen wie zunehmende Ungleichheit hindeuten.

Je nach Struktur der Ungleichheit, können unterschiedliche Staatseingriffe gerechtfertigt sein, um das Marktgeschehen im gesellschaftlich gewünschten Sinne zu beeinflussen. Die transitorischen Schwankungen haben ökonomische Unsicherheit zur Folge und verursachen einen Wohlfahrtsverlust durch eine Abweichung vom optimalen Konsumpfad aufgrund individueller Budgetänderungen (Blundell und Preston 1998). Ein wohlfahrtsfördernder Staatseingriff kann hier zum Beispiel durch eine Absicherung des Arbeitseinkommens vorgenommen werden. Ist das Ziel eines Staatseingriffs die Verringerung der permanenten Ungleich-

---

<sup>1</sup> Dustman et al. (2009) finden allerdings im oberen Teil der Lohnverteilung eine wachsende Disparität.

heit, wäre unter anderem eine Umverteilungspolitik durch Steuern und Transfers zielführend. Um die Ursachen gemessener Ungleichheit und deren Entwicklung verstehen und Politikempfehlungen ableiten zu können, ist daher eine Identifizierung der transitorischen und permanenten Komponente nötig. Eine solche Zerlegung der Ungleichheit ist nur im Rahmen einer Längsschnittanalyse möglich.

Die methodischen Grundlagen zur Identifizierung der beiden Komponenten im Längsschnitt erfolgt über eine Analyse der Kovarianzstruktur der Einkommen und geht auf den Beitrag von *Abowd* und *Card* (1989) zurück. *Abowd* und *Card* verwenden erstmals *Chamberlains* (1984) Methode der *minimum distance estimation* zur Varianzparameterschätzung eines Einkommenskomponenten-Modells. Weiterführende wegweisende Arbeiten zur Varianzstruktur von Einkommen in den USA sind von *Gottschalk* und *Moffitt* (1994 und 1995). Für Deutschland untersuchen *Biewen* (2005) und *Myck et al.* (2008) mit technisch vergleichbaren Zerlegungen transitorische und permanente Einkommenskomponenten auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP). Sie finden, dass der überwiegende Anteil der gesamten Ungleichheit permanent ist und dass der relative Einfluss der transitorischen Komponente seit den 1990er-Jahren gestiegen ist.

Ziel dieses Beitrags ist es, auf der Grundlage administrativer Daten der Deutschen Rentenversicherung die Struktur der Ungleichheit sozialversicherungspflichtiger Erwerbseinkommen zwischen 1986 und 2005 zu untersuchen. Aufgrund der hohen Qualität solcher Daten eignen sich diese hervorragend um langfristige Analysen durchzuführen. So untersuchen *Baker* und *Solon* (2003) für Kanada und *Cappellari* (2004) für Italien die langfristige Entwicklung transitorischer und permanenter Einkommenskomponenten mit administrativen Daten, die ursprünglich im Prozess der Erfassung von Einkommen für die Sozialversicherung erhoben wurden. Datengrundlage dieser Studie sind die Erwerbsbiografien sozialversicherungspflichtig beschäftigter Personen in Deutschland. Gegenüber Umfragedaten weisen solche Daten insbesondere Vorteile in Bezug auf die Qualität der erhobenen Einkommen, die geringere Panelmortalität und den längeren Erhebungszeitraum auf. Für Deutschland ermöglichen administrative Daten daher komplexe Analysen der Entwicklung von Einkommensungleichheit über einen längeren Zeitraum als Umfragedaten.

Der Beitrag gliedert sich wie folgt: Im zweiten Abschnitt werden der zugrunde liegende Datensatz beschrieben und die Berechnung der Einkommensgröße sowie wichtige Datentransformationen erläutert. Der dritte Abschnitt widmet sich der Methodik zur Analyse der Einkommensvolatilität, wobei der Fokus auf der Einkommenszerlegung und der Parameterschätzung der Varianzstruktur liegt. Abschnitt 4 stellt die Ergebnisse vor und in Abschnitt 5 wird ein Fazit gezogen.

## 2 Datensatz und Konstruktion der Einkommensgröße

### 2.1 Die Versicherungskontenstichprobe

Datengrundlage ist der Scientific Use File (SUF) der Versicherungskontenstichprobe 2006 (SUFVSKT2006) vom Forschungsdatenzentrum der Rentenversicherung (FDZ-RV). Die Versi-

cherungskostenstichprobe (VSKT) wurde ursprünglich zur internen Planung der Versicherungsträger und für die Politikberatung erhoben.<sup>2</sup> Es handelt sich um eine geschichtete Zufallsstichprobe, die erstmals 1983 erhoben wurde und seit dem Erhebungsjahr 2005 jährlich erstellt wird. Die Grundgesamtheit der VSKT beinhaltet alle Personen, die am Ende eines Berichtsjahres mindestens 15 und höchstens 67 Jahre alt sind und für die sozialversicherungsrelevante Zeiten erfasst sind, also deren individuelles Versicherungskonto mindestens einen Eintrag aufweist. Insgesamt umfasst die VSKT Informationen über Versicherungskonten von etwa 240.000 Individuen pro Berichtsjahr. Der Wissenschaft wird ein Auszug aus der Versicherungskontenstichprobe als SUF zur Verfügung gestellt. Die Scientific Use Files enthalten circa 25 Prozent (60.000 Versicherungskonten) der entsprechenden VSKT und stehen momentan für die Berichtsjahre 2005 bis 2008 zur Verfügung.<sup>3</sup> Die Daten sind in zwei Teile untergliedert, einen mit fixen und einen mit biografischen Daten. Der fixe Teil enthält neben einigen Informationen aus der Rentenberechnung vor allem soziodemografische Merkmale, während der zweite Teil aus monatsgenauen, erwerbsbiografischen Verlaufsmerkmalen besteht. Wichtigstes Verlaufsmerkmal für Lohnuntersuchungen stellen die monatlich erfassten Entgeltpunkte (MEGPT) dar, die zur Gewinnung der später verwendeten Einkommensinformation dienen.

Aufgrund ihres Ursprungs handelt es sich bei der VSKT um prozessgenerierte Daten von sehr hoher Verlässlichkeit. Typische Probleme von Umfragedaten wie fehlerhafte Angaben durch Erinnerungslücken bezüglich retrospektiver Fragen oder verweigerte Antworten treten hier nicht auf (*Himmelreicher und Stegmann 2008*). Insbesondere die für diese Arbeit bedeutsamen Einkommensinformationen zeichnen sich durch eine vergleichsweise hohe Qualität aus. In diesem Sinne bietet die Versicherungskontenstichprobe außergewöhnliche empirische Analysemöglichkeiten. Dennoch muss bei jeglicher Analyse berücksichtigt werden, dass die Daten der VSKT hinsichtlich ihrer Grundgesamtheit stark selektiv sind (*Himmelreicher und Stegmann 2008*). Ursache hierfür ist, dass administrative Sozialversicherungsdaten im Wesentlichen Ausdruck der im jeweiligen Erhebungszeitpunkt geltenden Sozialgesetzgebung sind. Im Sozialgesetz werden nicht nur die Teilnahme am staatlichen Sozialversicherungssystem geregelt, sondern auch die zu erfassenden Informationen vorgegeben. Folglich enthält die Stichprobe nahezu ausschließlich sozialversicherungspflichtig beschäftigte Arbeiter und Angestellte. Gleichzeitig sind Bevölkerungsgruppen wie Beamte und Selbstständige nur dann vertreten, wenn sie im Laufe ihrer Erwerbsbiografie aufgrund früherer sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung oder freiwilliger Versicherung Entgeltpunkte akkumuliert haben.

## 2.2 Restriktionen der Grundgesamtheit

Im Interesse einer akkuraten Varianzanalyse bedarf es einiger Restriktionen bezüglich der Stichprobengröße durch Ausschluss bestimmter Beobachtungen. Zunächst wird die Analyse auf eine Periode von 20 Jahren für den Zeitraum von 1986 bis 2005 festgelegt. Um intrinsische Einkommensvolatilität auszuschließen, werden nur westdeutsche Männer beobachtet.

2 Für detaillierte Informationen siehe Codeplan des FDZ-Biografiedatensatzes für die Biografiedaten der Versicherten (VSKT) 2006 (Deutsche Rentenversicherung Bund 2008).

3 SUF Versicherungskontenstichprobe 2005 bis 2008. Zum aktuellen Datenangebot des Forschungsdatenzentrums siehe [www.fdz-rv.de](http://www.fdz-rv.de).

Der Grund für die Beschränkung auf Westdeutschland ist, dass Einkommensprofile durch die Wiedervereinigung nachhaltig beeinflusst wurden und der ostdeutsche Arbeitsmarkt vor 1989 nicht vergleichbar ist (Hauser 2003).<sup>4</sup> Der Ausschluss von Frauen begründet sich in deren höherer Einkommensprofilheterogenität. Ursache sind hier unter anderem häufige Arbeitsmarktein- und austritte aufgrund von Schwangerschaften, Erziehungs- oder Pflegezeiten. Zudem ist die Zahl beschäftigter Frauen von einem niedrigen Niveau in den 1980er-Jahren stark angestiegen (Erlinghagen 2004). Um Variation an den extremen Enden der Erwerbsphase auszuschließen, werden nur Einkommensinformationen zwischen dem 20sten und dem 59sten Lebensjahr berücksichtigt.<sup>5</sup> Mit diesem Vorgehen soll unterbunden werden, dass (künstliche) Variation in erheblichem Maße durch ungefestigte Arbeitsverhältnisse in frühen Erwerbsphasen oder vorzeitige Renteneintritte in späten Erwerbsphasen auftritt.

Zur Berechnung einer belastbaren Einkommensgröße bedarf es der eindeutigen Identifikation von Entgeltpunkten aus sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung für versicherte Arbeiter und Angestellte. Neben dem fixen Datenteil muss zu diesem Zweck auf drei biografiebezogene Verlaufsmerkmale, nämlich monatlich erworbene Entgeltpunkte (MEGPT), Versicherungengruppe (VSGR) sowie die Soziale Erwerbssituation (SES), zurückgegriffen werden. Um systematische Unterschiede in der Höhe der Entgeltpunkte durch bloße Zugehörigkeit zu einer Versicherungengruppe zu vermeiden, werden knappschäftlich Versicherte von der Analyse ausgeschlossen. Als Konsequenz werden nur Personen betrachtet, die als Arbeiter (AR) oder Angestellter (AV) versichert sind (VSGR = 1 und VSGR = 2). Schließlich findet eine Beschränkung der Untersuchung auf Zeiten der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung (SES = 13) in Westdeutschland (PSEGPT\_OST = 0) statt.

### 2.3 Konstruktion des Markteinkommens

Sind die monatlichen Entgeltpunkte aus sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung für Arbeiter und Angestellte eindeutig ermittelt, können diese zur Berechnung der erzielten Markteinkommen herangezogen werden. Zunächst werden hierzu die monatlich vorliegenden Entgeltpunkte zu Jahresentgeltpunkten *EGPT* zusammengefasst. Anschließend werden fehlende Informationen über hohe Erwerbseinkommen ergänzt. Diese Notwendigkeit besteht, da sozialversicherungspflichtige Einkommen nur bis zu einer Beitragsbemessungsgrenze (BBG) beitragspflichtig sind. Aus diesem Grund sind Einkommen nur bis zur BBG vollständig erfasst und die nachgewiesenen Entgeltpunkte rechtszensiert. Durch den Verlust dieser Information ist eine direkte Einkommensberechnung für hohe Einkommen nicht möglich. Für die Analyse von Einkommensvolatilität stellt die Rechtszensierung eine erhebliche Einschränkung dar. Um die Einkommen oberhalb der BBG dennoch nutzen zu können, werden Entgeltpunkte für rechtszensierte Beobachtungen imputiert. Das von Bönke (2010) vorgestellte und hier verwendete Imputationsverfahren unterstellt zu diesem Zweck die Annahme paretoverteilter Einkommen am oberen Rand der Einkommensverteilung.<sup>6</sup> Genutzt werden Informationen über die Einkommensverteilung bis zur Zensierungsgrenze. Mit diesen Informationen werden zu-

<sup>4</sup> Zu Analysen in den neuen Bundesländern mit Längsschnittdaten des FDZ-RV vgl. Himmelreicher et al. 2008.

<sup>5</sup> Die Wahl dieser Altersgrenzen ist in Studien zu Erwerbseinkommen üblich (inter alia Gottschalk und Moffitt 1994).

<sup>6</sup> Die der Imputation zugrunde liegende Annahme, dass hohe Einkommen einer Paretoverteilung folgen, wird durch verschiedene Studien belegt (inter alia Atkinson 2008; Dell 2005; Piketty und Saez 2003).

nächst die Parameter der Paretoverteilung geschätzt. Die geschätzten Parameter werden anschließend verwendet, um oberhalb der BBG Entgeltpunkte zu imputieren. Voraussetzung dafür ist, Beobachtungen an und oberhalb der BBG einen Rang zuzuweisen. Insgesamt zeigt ein Vergleich mit unzensierten Einkommensverteilungen, dass dieses Imputationsverfahren zu plausiblen Ergebnissen führt (Bönke 2010) und die hohen Einkommen für weitere Analysen benutzt werden können. Außerdem liegt eine Linkszensierung aufgrund der Minijobgrenze vor. 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 indixierten Minijobgrenze auf Null gesetzt. Dies hat eine effektive Zensur des Datensatzes am unteren Ende zur Folge, ist aber nötig, um eine Verzerrung zu vermeiden. Anschließend können die sozialversicherungspflichtigen Bruttoerwerbseinkommen für jede Person  $i$  im Jahr  $t$  gemäß

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

ermittelt werden, wobei  $y_{i,t}$  das Bruttoeinkommen,  $\mu_t$  das durchschnittliche sozialversicherungspflichtige Einkommen und  $EGPT_{i,t}$  jährlichen Entgeltpunkte bezeichnen. Dieses Vorgehen nutzt die Tatsache, dass die Entgeltpunkte das in Relation zum durchschnittlichen Arbeitnehmerentgelt erzielte Einkommen einer Person innerhalb eines Jahres angeben. Um eine vom Sozialsystem unabhängige Einkommensgröße zu berechnen, wird in einem weiteren Schritt aus dem Bruttoeinkommen das Markteinkommen berechnet:

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

wobei  $w_{i,t}$  das Markteinkommen und  $AG_{i,t}$  der prozentuale Arbeitgeberanteil an der Sozialversicherung ist. Das Markteinkommen ergibt sich demnach aus der Summe des jährlichen individuellen Bruttoarbeitseinkommens zuzüglich der vom Arbeitgeber geleisteten Sozialversicherungsbeiträge gemäß jeweiliger BBG und Beitragssatz in der Renten-, Kranken-, Pflege- und Arbeitslosenversicherung.

#### 2.4 Kohortenstruktur und Fallzahlen

Bei der Betrachtung von Erwerbsbiografien im Zeitablauf hat das Alter des Individuums (beziehungsweise dessen Position in seiner Erwerbsphase) einen entscheidenden Einfluss auf die Volatilität des Einkommens. Von zentralem Interesse ist daher erstens die Frage, ob Einkommensvolatilität eher in frühen oder in späten Phasen von Erwerbsbiografien eine Rolle spielt. Zweitens treten permanente und transitorische Schwankungen individuellen Einkommens abhängig von der Phase des Erwerbslebens möglicherweise unterschiedlich stark in Erscheinung. Um derartige Effekte genauer zu analysieren, werden in der folgenden Untersuchung neben dem allgemeinen Fall auch drei Alterskohorten separat betrachtet, welche jeweils sieben Geburtsjahrgänge umfassen. **Tabelle 1** fasst die wesentlichen Strukturmerkmale der Untersuchungsstichprobe zusammen.

**Tabelle 1:** Kohortenstruktur und Fallzahlen

Kohorte	Geburtsjahr	Mittleres Alter		Personen-Jahr-Beobachtung	
		1986	2005	Gesamt	Jährl. Mittel
1 (Ältere Jg.)	1946–1952	37	56	40.059	2.253
2 (Mittlere Jg.)	1953–1959	30	49	62.041	3.102
3 (Jüngere Jg.)	1960–1966	23	42	72.192	3.610

Anmerkung: Das mittlere Alter entspricht dem Median innerhalb einer Kohorte zum gegebenen Zeitpunkt.  
Quelle: FDZ-RV – SUFVSKT2006, eigene Berechnung.

Insgesamt umfasst die Analyse die Geburtsjahrgänge von 1946 bis 1966. Jede Kohorte besteht aus sieben Geburtsjahrgängen, deren mittleres Alter sowohl für den Beginn (Spalte 3) als auch das Ende (Spalte 4) des Beobachtungszeitraums angegeben ist. Die Kohorten altern mit dem Beobachtungszeitraum und spiegeln zu jedem Zeitpunkt unterschiedliche relative Positionen in den individuellen Erwerbsbiografien wider. Die Personen-Jahr-Beobachtungen in den beiden rechten Spalten geben die Zahl der Einkommensbeobachtungen über den Zeitraum 1986 bis 2005 innerhalb einer Kohorte insgesamt (Spalte 5) bzw. im jährlichen Mittel (Spalte 6) an.

Die Kohortenstruktur ist einfach gehalten, da eine zu feingliedrige Unterteilung (zum Beispiel in einzelne Geburtsjahrgänge) aufgrund zu kleiner Fallzahlen wenig belastbare Ergebnisse liefert. Ein wichtiges Charakteristikum der gewählten Kohortenstruktur ist, dass alle Kohorten über den gesamten Beobachtungszeitraum für die gegebenen Altersgrenzen (20 bis 59 Jahre) in der Stichprobe vertreten sind. Dieser Ansatz hat den entscheidenden Vorteil, dass die Schätzung der Varianzparameter deutlich weniger komplex ist. Alternative Verfahren erlauben Ein- und Austritte ganzer Kohorten während des Beobachtungszeitraums und maximieren somit die Fallzahlen, da mehr Geburtsjahrgänge für einen gegebenen Beobachtungszeitraum analysiert werden können. Solche Verfahren bedürfen allerdings eines ungleich komplexeren Schätzverfahrens (*Cappellari 2004*).

### 3 Einkommenserlegung und Schätzung der Varianzparameter

#### 3.1 Einkommenserlegung

Die Analyse basiert auf einer Zerlegung des individuellen Einkommens in eine permanente und eine transitorische Komponente. Hierbei reflektiert die permanente Komponente den Anteil des Einkommens, der sich aufgrund langfristig persistenter Attribute einer Person wie deren Bildungsgrad ergibt. Die transitorische Komponente hingegen umfasst den Einkommensanteil, der auf kurzfristige Phänomene, welche positive und negative Einkommensschocks verursachen (zum Beispiel konjunkturelle Schwankungen), zurückzuführen ist.

Wenn das individuelle Markteinkommen in eine transitorische und eine permanente Komponente zerlegbar ist, kann man es als einfaches Zwei-Komponenten-Modell schreiben:

$$(3) \quad w_{i,t} = w_i^p + v_{i,t}$$

In Gleichung (3) besteht das Markteinkommen des  $i$ -ten Individuums aus einer zeitunabhängigen permanenten Einkommenskomponente  $w_i^p$  und einer zeitpunktspezifischen transitorischen Einkommenskomponente  $v_{i,t}$ . Wie der Zeitindex offenbart, stellt in diesem einfachen Modell die permanente Komponente eine Konstante dar (kein Index), während sich die transitorische Komponente von Periode zu Periode verändern kann. Diese einfache Zerlegung weist zwei grundlegende Schwächen auf. Erstens ist die permanente Komponente konstant über die Zeit und erlaubt kein Einkommenswachstum. Diese Annahme ist realitätsfern, weil das permanente Einkommen über die Erwerbsbiografie ein bestimmtes Wachstum erfährt, das u. a. durch den Bildungsgrad und die Arbeitserfahrung beeinflusst ist. Zweitens erlaubt die transitorische Komponente in diesem einfachen Modell keinerlei Autokorrelation. Als Folge verschwinden Einkommensschocks per Definition nach einer Periode vollständig.

Eine Erweiterung von Gleichung (3) berücksichtigt diese Schwachpunkte, indem die individuelle Position in der Erwerbsbiografie berücksichtigt wird und die transitorische Komponente einen autoregressiven Prozess zulässt. Allgemein ist die Einkommenszerlegung nun gegeben mit

$$(4) \quad w_{i,a,t} = p_t \cdot w_{i,a,t}^p + \lambda_t \cdot v_{i,t},$$

wobei  $a$  das mittlere Alter der respektiven Kohorte und  $w_{i,a,t}$  das in die permanente Komponente  $w_{i,a,t}^p$  und die transitorische Komponente  $v_{i,t}$  zerlegte Einkommen im Zeitpunkt  $t$  darstellt. Zusätzlich werden mit  $p_t$  und  $\lambda_t$  periodenspezifische Gewichte eingeführt. Die Gewichte reflektieren die relative Bedeutung der permanenten und transitorischen Komponente im Zeitablauf. Es wird dadurch möglich, in einer Querschnittsbetrachtung einzelner Perioden zu bestimmen, ob es sich bei einer Erhöhung der Gesamtvarianz um langfristige Veränderungen oder transitorische Fluktuationen handelt. Um Einkommenswachstum zuzulassen wird die permanente Komponente definiert als

$$(5) \quad w_{i,a,t}^p = \mu_i + \gamma_i \cdot a_{i,t}.$$

Diese formale Form wird als random growth model bezeichnet und enthält neben der individuellen Konstante  $\mu_i$  einen Wachstumsparameter  $\gamma_i$  in Abhängigkeit vom mittleren Kohortenalter der Person  $i$  im Jahr  $t$  (Cappellari 2004). Der Parameter  $\gamma_i$  beschreibt die Variation individueller Heterogenität im Zeitverlauf, sodass Divergenzen in der Entwicklung von Einkommensprofilen abgebildet werden können. Die transitorische Komponente kann als AR(1)-Prozess in der Form

$$(6) \quad v_{i,t} = \rho \cdot v_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

modelliert werden. Hierdurch ist es möglich, dass sich Schocks im theoretischen Einkommenskomponentenmodell über einen längeren Zeitraum als eine Periode auswirken können.

Der Grad der Autokorrelation wird dabei durch den Parameter  $\rho$  ausgedrückt, der die Abhängigkeit zum transitorischen Einkommen der Vorperiode quantifiziert und somit die Persistenz von Einkommensschocks misst. Der Störterm  $\varepsilon_{i,t}$  hat einen Erwartungswert von Null und weicht genau dann von Null ab, wenn in der entsprechenden Periode ein Einkommensschock auftritt. Die Erweiterung um Kohortengewichte ergibt schließlich die finale Spezifikation

$$(7) \quad w_{i,a,t} = \kappa_c \cdot p_t \cdot w_{i,a,t}^p + \tau_c \cdot \lambda_t \cdot v_{i,t}$$

und fasst alle bisherigen Komponenten der Einkommenserlegung zusammen. Zusätzlich erscheinen in Gleichung (7) die kohortenspezifischen Gewichte  $\kappa_c$  für die permanente Komponente und  $\tau_c$  für die transitorische Komponente zur Abbildung von Lebenszykluseffekten. Somit dienen diese Gewichte in der empirischen Analyse der Beantwortung der Frage, ob Einkommensvolatilität in frühen oder in späten Phasen von Erwerbsbiografien eine Rolle spielt und wann diese auf Variation in der permanenten oder der transitorischen Einkommenskomponente zurückzuführen ist.

### 3.2 Varianzstruktur des Einkommenskomponentenmodells

Nachdem das Gesamtmodell der Einkommenserlegung eingehend beschrieben ist, folgt nun eine kurze Darstellung der dem Einkommenskomponentenmodell zugrunde liegenden Varianzstruktur. Für die permanente Einkommenskomponente impliziert die Verteilungsannahme

$$(8) \quad (\mu_i, \gamma_i) \sim [(0, 0); (\sigma_\mu^2, \sigma_\gamma^2, \sigma_{\mu\gamma})],$$

dass die Autokovarianzfunktion von zeitlich konstanten und zeitlich variierenden Bestandteilen abhängt. Daraus ergibt sich die Varianzstruktur des random growth models für die permanente Einkommenskomponente aus Abschnitt 3.1 in der Form

$$(9) \quad E[w_{i,a,t}^p \cdot w_{i,a-k,t-k}^p] = \sigma_\mu^2 + \sigma_{\mu\gamma} a_{t-k} + \sigma_{\mu\gamma} a_t + \sigma_\gamma^2 a_t a_{t-k},$$

wobei der Index  $k$  den Abstand zwischen den Zeitpunkten  $t$  und  $t-k$  angibt. Die Varianz  $\sigma_\mu^2$  repräsentiert zeitinvariante Heterogenität und kann z. B. als individueller Unterschied im Bildungsniveau interpretiert werden. Die Varianz  $\sigma_\gamma^2$  steht für zeitlich variierende individuelle Heterogenität. Sie repräsentiert im Laufe einer Erwerbsbiografie veränderliche Größen wie Arbeitsmarkterfahrung. Beide Varianzen  $\sigma_\mu^2$  und  $\sigma_\gamma^2$  sind per Definition positiv. Die Kovarianz  $\sigma_{\mu\gamma}$  zwischen den individuum-spezifischen Koeffizienten ist ebenfalls ein zentraler Bestandteil des Modells. Entsprechend der allgemeinen Entwicklung individuellen Einkommenswachstums kann diese Kovarianz positiv oder negativ sein. Eine positive Kovarianz  $\sigma_{\mu\gamma}$  impliziert einen positiven Zusammenhang zwischen  $\sigma_\mu^2$  und  $\sigma_\gamma^2$ . In diesem Fall geht höhere zeitinvariante Heterogenität mit einer höheren zeitlich variierenden Heterogenität einher. Dies kann auf zunehmende Divergenz in Einkommensprofilen hinweisen und führt dazu, dass Individuen mit anfänglich hohen Einkommen auch ein stärkeres Einkommenswachstum in den Folgejahren erfahren. Eine negative Kovarianz  $\sigma_{\mu\gamma}$  hingegen deutet auf einen negativen



Zusammenhang zwischen  $\sigma_\mu^2$  und  $\sigma_\gamma^2$  hin. Anfänglich niedrigere Einkommen können in einer solchen Situation durch stärkeres Einkommenswachstum ausgeglichen werden. Dies kann zum Beispiel durch eine Kompensation der Opportunitätskosten durch die Erlangung eines höheren Bildungsabschlusses erklärt werden (Hause 1980). Eine mögliche Konsequenz ist ein höheres Mobilitätsniveau.

Unter der Annahme

$$(10) \quad \varepsilon_{i,t} \sim (0, \sigma_\varepsilon^2) \quad v_{i,0} \sim (0, \sigma_{v,0}^2)$$

kann die Varianzstruktur des autoregressiven Prozesses für die transitorische Komponente des Einkommenskomponentenmodells aus Abschnitt 3.1 in der Form

$$(11) \quad E[v_{i,t} v_{i,t-k}] = \begin{cases} \sigma_{v,0}^2 & \text{für } t=0, k=0 \\ \rho^2 \sigma_{v,0}^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \text{für } t=1, k=0 \\ \rho^2 E[v_{i,t-1} v_{i,t-1}] & \text{für } t > 1, k=0 \\ \rho^k E[v_{i,t-k} v_{i,t-k}] & \text{für } k \leq t, 1 \leq k \leq T-1 \end{cases}$$

geschrieben werden. Dabei misst die Initialvarianz  $\sigma_{v,0}^2$  die Streuung zu Beginn des Beobachtungszeitraums für  $t=0$  und  $k=0$  und die Varianz  $\sigma_\varepsilon^2$  die Streuung in den Folgejahren für  $t > 0$ . Von besonderem Interesse ist der autoregressive Parameter  $\rho$ , welcher die Persistenz von Einkommensschocks misst (siehe Abschnitt 3.1). Die Varianzstruktur des Gesamtmodells setzt sich schließlich additiv aus permanenter und transitorischer Komponente in Gleichung (9) und (11) zusammen.

### 3.3 Schätzung der Varianzparameter

Zur Schätzung der Varianzparameter werden zunächst die empirischen (Ko-)Varianzen der Einkommen für alle jährlichen Kombinationen des Beobachtungszeitraums berechnet. Anschließend erfolgt eine Konvertierung der so gewonnenen  $T(T+1)/2$  Elemente der empirischen Varianz-Kovarianz-Matrix in Vektorform, wobei  $T$  die Anzahl der Jahre darstellt.<sup>7</sup> Dieser Vektor kann nun als abhängige Variable für eine Regression auf die theoretische Varianz-Kovarianzstruktur des Einkommenskomponentenmodells aus Abschnitt 3.2 verwendet werden. Zu schätzende Parameter sind  $\hat{\sigma}_\mu^2$ ,  $\hat{\sigma}_\gamma^2$  und  $\hat{\sigma}_{\mu\gamma}$  für die Varianzstruktur der permanenten Komponente sowie  $\hat{\sigma}_{v,0}^2$ ,  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  und  $\hat{\rho}$  für die transitorische Komponente. Zur Ermittlung zeitlicher Dynamik müssen außerdem die periodenspezifischen Gewichte  $\hat{\rho}_t$  für die permanente Komponente und  $\hat{\lambda}_t$  für die transitorische Komponente in (7) geschätzt werden. Die Abbildung von Lebenszykluseffekten in Gleichung (7) erfolgt schließlich durch Schätzung der kohortenspezifischen Gewichte  $\hat{\kappa}_c$  für die permanente Komponente und  $\hat{\tau}_c$  für die transitorische Komponente. Die Parameter werden mit der minimum distance estimation geschätzt, einer Anwendung der generalised method of moments (Chamberlain 1984). Dieser Ansatz kommt

<sup>7</sup> Der Beobachtungszeitraum dieser Studie umfasst die Jahre 1986 bis 2005. Somit enthält die Varianz-Kovarianz-Matrix für das gepoolte Sample  $20 \times (20+1) / 2 = 210$  Elemente.

ohne zusätzliche Annahmen über die Einkommensverteilung aus. Dabei wird der quadrierte Abstand zwischen der empirischen Kovarianzstruktur  $m$  und der theoretischen Kovarianzstruktur  $f(\theta)$  minimiert:

$$(12) \quad \hat{\theta} = \arg \min_{\theta} [m - f(\theta)]' W [m - f(\theta)]$$

$W$  stellt eine Gewichtungsmatrix dar. *Altonji und Segal* (1996) diskutieren dieses Verfahren und schlagen zur Gewichtung die Einheitsmatrix vor. Verwendet man die Einheitsmatrix, folgt die equally weighted minimum distance (EWMD) estimation, welche äquivalent zu einer nicht-linearen Kleinste-Quadrate-Schätzung ist und in vielen Studien Anwendung findet (inter alia *Baker und Solon* 2003; *Cappellari* 2004; *Myck et al.* 2008). Somit kann der quadrierte Abstand zwischen der empirischen Kovarianzstruktur und ihrem theoretischen Gegenstück durch die Schätzung mit der Methode der kleinsten Quadrate auf die nichtlineare Funktion  $f(\theta)$  minimiert werden.

## 4 Ergebnisse

Die Ergebnisse der EWMD estimation sind in **Tabelle 2** zusammengefasst. Wie in Abschnitt 3 spezifiziert, beinhaltet das Gesamtmodell drei Gruppen von Parametern, welche sich in (i) das theoretische Modell der Kovarianzstruktur, (ii) periodenspezifische Gewichte sowie (iii) Kohorteneffekte gliedern.<sup>8</sup>

**Tabelle 2:** Equally weighted minimum distance (EWMD) Schätzung der Varianzparameter

Permanente Komponente			Transitorische Komponente		
	Koeff.	Std. Fehler		Koeff.	Std. Fehler
Einkommenserlegung					
$\hat{\sigma}_{\mu}^2$	0,1074***	(0,0072)	$\hat{\sigma}_{v,0}^2$	0,0163	(0,0143)
$\hat{\sigma}_{\gamma}^2$	0,0003***	(0,0000)	$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$	0,0780***	(0,0045)
$\hat{\sigma}_{\mu\gamma}$	0,0015**	(0,0005)	$\hat{\rho}$	0,6551***	(0,0167)
Geburtskohorten					
$\hat{\kappa}_1$ (ko46–52)	1,0000		$\hat{\tau}_1$	1,0000	
$\hat{\kappa}_2$ (ko53–59)	1,0445***	(0,0206)	$\hat{\tau}_2$	1,1474***	(0,0698)
$\hat{\kappa}_3$ (ko60–66)	0,7597***	(0,0187)	$\hat{\tau}_3$	1,5328***	(0,0859)

Anmerkungen: EWMD Schätzung der Parameter des Einkommenskomponentenmodells mit kohortenweise 210 empirischen (Ko-)Varianzen als abhängige Variable. Dies entspricht einer Gesamtzahl von 630 Elementen für alle drei Kohorten. Die älteste Kohorte ist zur Identifikation auf 1 normiert. \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,10$ .

Quelle: FDZ-RV – SUFVSKT2006, eigene Berechnung.

<sup>8</sup> Die periodenspezifischen Gewichte sind in Tabelle 2 nicht aufgeführt und werden in diesem Beitrag nur für die grafische Darstellung der Varianzentwicklung (siehe Abbildung 1) verwendet. Numerische Werte können bei den Autoren angefordert werden.

Wir kommentieren zunächst die Schätzergebnisse für die permanente Einkommenskomponente.<sup>9</sup> Der Wert der zeitunabhängigen individuellen Heterogenität  $\hat{\sigma}_\mu^2$  deutet auf eine Initialstreuung der permanenten Einkommen hin. Zusätzlich liefert das Ergebnis der zeitlich variierenden Heterogenität  $\hat{\sigma}_\gamma^2$  einen Hinweis darauf, dass auch eine Streuung in dem Verlauf der Erwerbsbiografien beobachtbar ist. So kann der Wert 0,0003 für  $\hat{\sigma}_\gamma^2$  folgendermaßen interpretiert werden: Liegt  $\gamma_i$  für ein Individuum der ältesten Kohorte eine Standardabweichung über dem Mittelwert der Verteilung der  $\gamma$ , dann wird sein individuelles Einkommenswachstum das mittlere Einkommenswachstum der ältesten Kohorte um ca. 1,7 % (entspricht  $\sqrt{\hat{\sigma}_\gamma^2}$ ) übersteigen. Die geschätzte Kovarianz zwischen  $\hat{\sigma}_\mu^2$  und  $\hat{\sigma}_\gamma^2$  ist  $\hat{\sigma}_{\mu\gamma} > 0$ . Dies deutet auf einen positiven Zusammenhang zwischen dem Initialeinkommen und der anschließenden Einkommensentwicklung im Laufe der Erwerbsbiografie hin. Folglich ist eine Divergenz in den Einkommensprofilen feststellbar. Vergleichbare Studien bestätigen dieses Ergebnis (Cappellari 2004).

Für die transitorische Einkommenskomponente liegen drei Werte vor: die Parameter der Initialvarianz  $\hat{\sigma}_{v,0}^2$  und  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  sowie der Parameter des autoregressiven Prozesses  $\hat{\rho}$ . Die Initialvarianzparameter sind schwer interpretierbar und dienen der konsistenten Schätzung des autoregressiven Prozesses. Das besondere Augenmerk liegt auf dem autoregressiven Parameter  $\hat{\rho}$ , der ein aggregiertes Maß für die Persistenz von Einkommensschocks darstellt. Mit einem Wert von 0,66 für  $\hat{\rho}$  fällt die geschätzte Persistenz von Einkommensschocks in Deutschland moderat aus.<sup>10</sup>

Die Kohorteneffekte  $\kappa$  und  $\tau$  zeichnen ein klares Bild, wobei permanente und transitorische Einkommenskomponenten erwartungsgemäß gegenläufige Trends bezüglich des zeitlichen Verlaufs von Erwerbsbiografien aufweisen. Die gegenläufigen Entwicklungen sind darauf zurückzuführen, dass sich mit zunehmendem Alter aufgrund der divergenten Einkommenswachstumspfade eine steigende Streuung in der permanenten Einkommenskomponente manifestiert. Ausdruck findet dies in den höheren Werten der älteren Kohorten ( $\hat{\kappa}_1$  und  $\hat{\kappa}_2$ ) gegenüber dem der jüngeren Kohorte ( $\hat{\kappa}_3$ ). Gleichzeitig kann festgestellt werden, dass jüngere Kohorten relativ zu älteren Jahrgängen deutlich mehr transitorische Volatilität aufweisen.

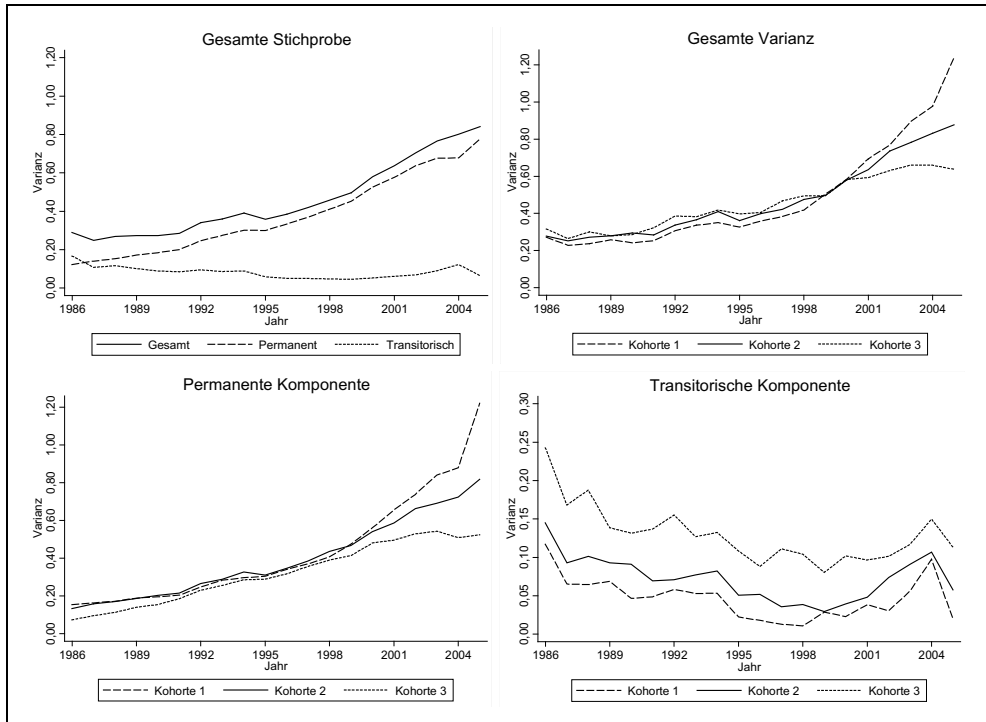
**Abbildung 1** zeigt die Varianzzerlegung unter Verwendung dieser Gewichte für den Zeitraum von 1986 bis 2005 für das gesamte Sample und die drei Kohorten.

Oben links ist die Entwicklung der transitorischen, permanenten und Gesamtvarianz der gesamten Stichprobe abgetragen. Über den Beobachtungszeitraum von 20 Jahren kann zunächst ein allgemeiner Anstieg der Gesamtvarianz festgestellt werden. Dieser Anstieg findet seit Beginn der 1990er-Jahre weitgehend ohne Unterbrechung statt. Von besonderem Interesse ist in diesem Zusammenhang die Frage, worauf der Anstieg zurückgeführt werden kann. Es wird ersichtlich, dass die Streuung der permanenten Komponente über den Beobachtungszeitraum stark ansteigt, während sich die transitorische Volatilität in ihrem absoluten Niveau nur geringfügig verändert. Die steigende Streuung in der permanenten Komponente kann zunächst auf den technischen Effekt der Alterung der gesamten Stichprobe zurückge-

<sup>9</sup> Es ist zu berücksichtigen, dass sich die Parameter der Kovarianzstruktur aufgrund der Normalisierung auf die älteste Kohorte beziehen.

<sup>10</sup> Vergleichbare Studien bestätigen diese Größenordnung. So finden Myck et al. (2008) für Deutschland mit SOEP-Daten einen Wert von 0,62, Baker und Solon (2003) kommen in ihrem Basismodell auf 0,68 für Kanada und Cappellari (2004) schätzt 0,72 auf Basis italienischer Sozialversicherungsdaten.

Abbildung 1: Varianzzerlegung



Anmerkung: Kohorte 1 umfasst die Geburtsjahrgänge 1946–1952, Kohorte 2 die Jahrgänge 1953–1959 und Kohorte 3 die Jahrgänge 1960–1966.

Quelle: FDZ-RV – SUFVSKT2006, eigene Berechnung.

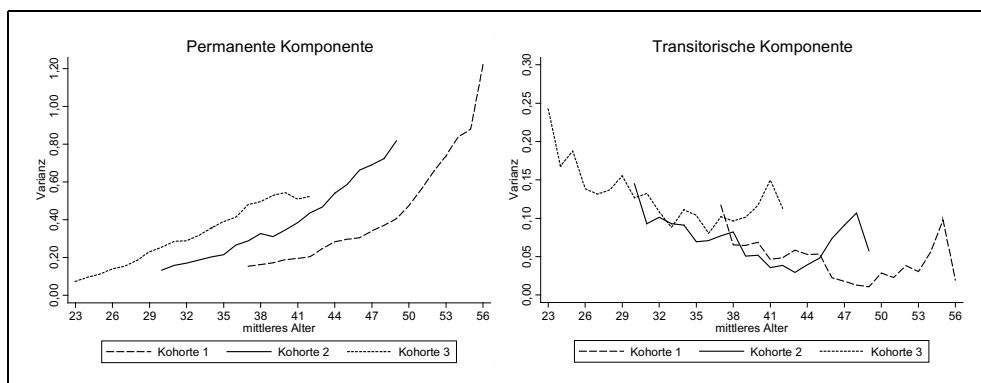
führt werden. Aussagen über das Ausmaß des Anstiegs und etwaiger Trends permanenter Einkommensungleichheit oder über die Veränderung der transitorischen Volatilität können nur anhand einer Kohortenbetrachtung erfolgen.

Diese Kohortenbetrachtung wird oben rechts für die gesamte, unten links für die permanenten und unten rechts für die transitorische Varianz vorgenommen. Hierbei ist ersichtlich, dass der relative Anteil der permanenten Varianz an der Gesamtvarianz mit dem Alter der Kohorte ansteigt. Die jüngste (älteste) Kohorte weist sowohl die geringste (höchste) permanente als auch die höchste (geringste) transitorische Varianz auf. Diese Struktur spiegelt die erwartete Bedeutung der transitorischen und permanenten Einkommenskomponente im Lebenszyklus wider. Auffällig ist ein starker Anstieg der transitorischen Varianz im Jahr 2004, gefolgt von einem ebenso deutlichen Absinken. Dieser Anstieg ist institutionell bedingt und auf eine Neuordnung des Niedriglohnssektors (Minijobs) zurückzuführen. Aufgrund der möglichen Sozialversicherungsfreiheit geringfügig Beschäftigter ab dem Jahr 2003 besteht der Anreiz, Beschäftigungsverhältnisse, die die Minijobgrenze knapp übersteigen, so umzugestalten, dass sie unter die Minijobregelung fallen. Dies führt trotz der vorgenommenen Korrektur am unte-

ren Rand zu einem sichtbaren Effekt in den kurzfristigen Einkommensschwankungen, da Einkommen im unteren Bereich ab 2003 unvollständiger erfasst sind. Das über alle Kohorten nahezu parallele Muster bestätigt ein in den Daten reflektiertes externes Ereignis. Da es kurzfristiger Natur ist, wirkt es sich nicht auf die permanente, sondern lediglich auf die transitorische Varianz aus. Insgesamt lässt Abbildung 1 allerdings keine eindeutigen Rückschlüsse auf zugrunde liegende Trends über die Zeit zu. Um solche Trends erkennen zu können, müssen die Kohorten nicht in Abhängigkeit des Untersuchungsjahres, sondern in Abhängigkeit des mittleren Alters betrachtet werden.

Eine Darstellung in Abhängigkeit vom mittleren Kohortenalter wird in **Abbildung 2** vorgenommen.

**Abbildung 2:** Entwicklung der permanenten und transitorischen Varianz



Quelle: FDZ-RV – SUFVSKT2006, eigene Berechnung.

Die linke Grafik zeigt deutlich, dass die permanente Varianz im Zeitablauf zugenommen hat. Zunächst ist festzustellen, dass die permanente Ungleichheit mit dem Lebensalter ansteigt, wodurch alle drei Kohorten steigende Verlaufskurven aufweisen. Des Weiteren sind deutliche Abstände zwischen den drei Kurven erkennbar. Je jünger die Kohorte, desto größer ist die Ungleichheit bei gleichem (mittlerem) Kohortenalter. Somit ist ein positiver Trend der permanenten Ungleichheit eindeutig zu erkennen.

Bei der transitorischen Varianz hingegen ist kein Trend erkennbar. Sämtliche Kohorten weisen mit einer Ausnahme um das Jahr 2004 (mittleres Alter Kohorte 1:55; Kohorte 2:48, Kohorte 3:41) einen fallenden Verlauf in Abhängigkeit vom Alter auf. Diese Ausnahme ist auf das in Abbildung 1 identifizierte besondere Muster zurückzuführen. Insgesamt deuten die Überschneidungen in den Verlaufskurven auf keine signifikanten Unterschiede zwischen den Kohorten im Zeitablauf hin. Dieses Bild wird auch in Abbildung 1 (unten rechts) bestätigt. Hier ist eine eindeutige und überschneidungsfreie Ordnung der Verlaufskurven erkennbar. Zu jedem gegebenen Zeitpunkt liegt die jüngste Kohorte oberhalb der zweitjüngsten, welche wiederum oberhalb der ältesten liegt.

## 5 Fazit

Die vorliegende Studie untersucht die Einkommensvolatilität sozialversicherungspflichtig beschäftigter Männer in Westdeutschland von 1986 bis 2005. Die Datengrundlage bildet der vom Forschungsdatenzentrum der Rentenversicherung (FDZ-RV) zur Verfügung gestellte Scientific Use File (SUF) Versicherungskontenstichprobe (VSKT) 2006. 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 des Verlaufs und der Art der Volatilität wurde zunächst eine Einkommenserlegung auf Basis eines theoretischen Einkommenskomponentenmodells erläutert, das auf der (Ko-)Varianzstruktur basiert. Dieses Modell erlaubt eine Separierung der gesamten Einkommensvarianz in kurzfristige (transitorische) und langfristige (permanente) Varianz und wurde mit einer *equally weighted minimum distance estimation* geschätzt. Eine solche Zerlegung gibt Rückschlüsse über die Art der Entwicklung der Ungleichheit im betrachteten Zeitraum.

Die gesamte Stichprobe weist einen Anstieg der gesamten und permanenten Varianz über den Beobachtungszeitraum auf. Für die transitorische Varianz ist ein leichtes Absinken zu erkennen. Die Schätzergebnisse zeigen, dass transitorische Einkommensschocks eine moderate Beständigkeit aufweisen und bestätigen Ergebnisse deutscher (Myck et al. 2008) und internationaler Studien (Baker und Solon 2003 für Kanada und Capellari 2004 für Italien). Die Entwicklung transitorischer und permanenter Varianz reflektiert die erwartete Struktur der Ungleichheit über den Lebenszyklus und ist auf die Alterung der Stichprobe zurückzuführen. Ein solcher Lebenszykluseffekt wird durch die positive Kovarianz des Initialeinkommens und dem Einkommenswachstum bestätigt und führt zu einer zunehmenden Heterogenität der Einkommensprofile. Dies lässt keinen eindeutigen Rückschluss auf die Entwicklung der Volatilität im Zeitablauf zu.

Für eine Identifizierung von Trends wurde eine eingehende Betrachtung der Kohorten durchgeführt. Zunächst bestätigen die kohortenspezifischen Ergebnisse die Erwartungen über die Struktur der Ungleichheit im Lebenszyklus. Einzige Ausnahme bildet ein plötzlicher Anstieg und anschließender Abfall der transitorischen Varianz um 2004, welcher allerdings auf die institutionell bedingte Neuregelung des Niedriglohnssektors zurückgeführt werden konnte. Weiterhin konnte ein positiver Trend in der permanenten Varianz festgestellt werden.

Jüngere Kohorten erfahren gegenüber älteren somit eine stärkere permanente Ungleichheit bei gegebenem mittlerem Alter. Für die transitorische Varianz ist abgesehen vom durch den Lebenszyklus bedingten Absinken kein Trend über die Zeit erkennbar. Vom Effekt durch die Neuregelung abgesehen sind trotzdem mehrere Schnittpunkte der einzelnen Verlaufskurven erkennbar, wodurch ein signifikanter Unterschied ausgeschlossen ist.

Insgesamt finden wir für Westdeutschland über den Beobachtungszeitraum zwei zentrale Ergebnisse. Erstens ist für die betrachteten Personen die ökonomische Unsicherheit in Form kurzfristiger Einkommensschwankungen nicht gestiegen. Dies widerspricht den Ergebnissen von Myck et al. (2008) und Biewen (2005), welche einen Anstieg der transitorischen Varianz seit den 1990er-Jahren feststellen. Zweitens kann eine Zunahme der permanenten Varianz

festgestellt werden. Die Implikation ist eine zunehmend ungleichere Entlohnung persistenter Eigenschaften wie Bildungsabschluss oder Kompetenz. Dies bedeutet, dass ein hohes Initialeinkommen mit einem überdurchschnittlichen Einkommenswachstum korreliert ist. Eine mögliche Erklärung dieser Entwicklung kann im technologischen Fortschritt oder in der Arbeitsmarktglobalisierung begründet sein. In diesem Kontext erfolgt eine stärkere Nachfrage nach und Wettbewerb um höher Qualifizierte(n). Abschließend kann festgestellt werden, dass es sich bei der permanenten Ungleichheit um ein Strukturproblem handelt. Um dieses zu lösen empfiehlt sich als Politikmaßnahme eine Angleichung persistenter Eigenschaften, zum Beispiel eine Verbesserung der Bildungschancen. Basierend auf den Ergebnissen kann erwartet werden, dass sich der Trend steigender permanenter Ungleichheit in Zukunft fortsetzen und auf der gesellschaftspolitischen Agenda an Bedeutung gewinnen wird.

## 6 Literatur

- Abowd, J. M. & Card, D.* (1989): On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes, *Econometrica* 57(2), S. 411–445.
- Altonji, J. G. & Segal, L. M.* (1996): Small Sample Bias in GMM Estimation of Covariance Structures, *Journal of Business & Economic Statistics*, 14(3), S. 353–367.
- Atkinson, A.* (2008): *The Changing Distribution of Earnings in OECD Countries*, Oxford University Press: Oxford.
- 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.
- Baker, M. & Solon, G.* (2003): Earnings Dynamics and Inequality among Canadian Men, 1976–1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Records, *Journal of Labor Economics* 21(2), S. 289–321.
- Biewen, M.* (2005): The Covariance Structure of East and West German Incomes and its Implications for the Persistence of Poverty and Inequality, *German Economic Review* 6, S. 445–469.
- Birkel, C.* (2006): Einkommensungleichheit und Umverteilung in Westdeutschland, Großbritannien und Schweden 1950 bis 2000, *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 75(1), S. 174–194.
- Blundell, R. & Preston, I.* (1998): Consumption Inequality and Income Uncertainty, *Quarterly Journal of Economics* 113(2), S. 603–640.
- Bönke, T.* (2010): Gekappte Einkommen in prozessproduzierten Daten der Deutschen Rentenversicherung – Ein pareto-basierter Imputationsansatz. In: *FDZ-RV-Daten zur Rehabilitation, über Versicherte und Rentner. Bericht vom sechsten Workshop des Forschungsdatenzentrums der Rentenversicherung (FDZ-RV), DRV-Schriften Band 55/2009*, S. 214–230.
- Cappellari, L.* (2004): The Dynamics and Inequality of Italian Men's Earnings: Long-term Changes or Transitory Fluctuations? *Journal of Human Resources* 39(2), S. 476–499.

- Chamberlain, G.* (1984): Panel Data, Handbook of Econometrics, Z. Griliches und M. D. Intriligator (Hrsg.), North Holland.
- Dell, F.* (2005): Top Incomes in Germany and Switzerland over the Twentieth Century, Journal of the European Economic Association 3, S. 412–421.
- Deutsche Rentenversicherung Bund (2008): Codeplan FDZ-Biografiedatensatz für die Biografiedaten der Versicherten (VSKT) 2006, Stand: 15.10.2008.
- Dustman, C., Ludsteck, J. & Schönberg, U.* (2009): Revisiting the German Wage Structure, Quarterly Journal of Economics, S. 843–881.
- Erlinghagen, M.* (2004): Die Restrukturierung des Arbeitsmarktes: Arbeitsmarktmobilität und Beschäftigungsstabilität im Zeitverlauf, Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden.
- Gernandt, J. & Pfeiffer, F.* (2006): Rising Wage Inequality in Germany, ZEW Discussion Paper No. 06–019.
- Gottschalk, P. & Moffitt, R.* (1994): The Growth of Earnings Instability in the U. S. Labor Market, Brookings Papers on Economic Activity 2, S. 217–254.
- Hause, J. G.* (1980): The Fine Structure of Earnings and the On-the-Job Training Hypothesis, Econometrica 48(4), S. 1013–1029.
- Hauser, R.* (2003): Die Entwicklung der Einkommens- und Vermögensverteilung in Deutschland – ein Überblick, Informationen zur Raumentwicklung 3, S. 111–124.
- Himmelreicher, R. K., Mai, D. & Fachinger, U.* (2008): Alterslohnprofile und Qualifikation in den neuen Bundesländern – Eine Untersuchung auf Datenbasis des Längsschnittdatensatzes SUFVVL2004. In: Etablierung und Weiterentwicklung. Bericht vom vierten Workshop des Forschungsdatenzentrums der Rentenversicherung (FDZ-RV), DRV-Schriften Band 55/2007, S. 159–200.
- 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.
- Moffitt, R. & Gottschalk, P.* (1995): Trends in the Covariance Structure of Earnings in the US: 1969–1987, Working Papers in Economics 355, The Johns Hopkins University.
- Myck, M., Ochmann, R. & Qari, S.* (2008): Dynamics of Earnings and Hourly Wages in Germany, IZA Discussion Paper No. 3751.
- Piketty, T. & Saez, E.* (2003): Income Inequality in the United States, 1913–1998, Quarterly Journal of Economics 118, S. 1–39.
- Prasad, E.* (2004): The Unbearable Stability of the German Wage Structure: Evidence and Interpretation, IMF Staff Papers 51(2).
- 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 Wohlfahrtsstaats, 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). Tel.: +49(0)30 838 533 31.

**Matthias Giesecke** studierte Volkswirtschaftslehre an der Freien Universität Berlin. Nach dem Abschluss als Diplomvolkswirt im Jahr 2009 wurde er in die Ruhr Graduate School in Economics (RGS Econ) aufgenommen und promoviert derzeit am Lehrstuhl für Finanzwissenschaft bei *Professor Dr. Reinhold Schnabel* an der Universität Duisburg-Essen. Seine Forschungsinteressen beziehen sich auf Probleme der Sozialversicherung sowie Einkommensungleichheit und Einkommensvolatilität. Die **Ruhr Graduate School in Economics (RGS Econ)** ist ein gemeinschaftlich von den Universitäten Bochum, Dortmund und Duisburg-Essen und dem Rheinisch-Westfälischen Institut für Wirtschaftsforschung (RWI) Essen getragenes Doktorandenprogramm der Volkswirtschaftslehre. Die RGS Econ ein innovatives und englischsprachiges Ausbildungs- und Forschungsprogramm in theoretischer und empirischer Volkswirtschaftslehre und nimmt pro Jahr acht Stipendiaten auf. Schwerpunkte bilden die theoretische Modellierung und ökonomische Analyse von Wirtschaftsprozessen. E-Mail: [matthias.giesecke@rwi-essen.de](mailto:matthias.giesecke@rwi-essen.de).

**Holger Lüthen** studierte Volkswirtschaftslehre an der Freien Universität Berlin. Seit 2010 promoviert er am Graduate Center des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) in 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).