

Frick, Joachim R.; Krell, Kristina

Working Paper

Einkommensmessungen in Haushaltspanelstudien für Deutschland: ein Vergleich von EU-SILC und SOEP

SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research, No. 237

Provided in Cooperation with:

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

Suggested Citation: Frick, Joachim R.; Krell, Kristina (2009) : Einkommensmessungen in Haushaltspanelstudien für Deutschland: ein Vergleich von EU-SILC und SOEP, SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research, No. 237, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/150783>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

SOEPpapers

on Multidisciplinary Panel Data Research

237

Joachim R. Frick • Kristina Krell

**Einkommensmessungen in Haushaltspanelstudien
für Deutschland: Ein Vergleich von EU-SILC und SOEP**

Berlin, November 2009

SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research at DIW Berlin

This series presents research findings based either directly on data from the German Socio-Economic Panel Study (SOEP) or using SOEP data as part of an internationally comparable data set (e.g. CNEF, ECHP, LIS, LWS, CHER/PACO). SOEP is a truly multidisciplinary household panel study covering a wide range of social and behavioral sciences: economics, sociology, psychology, survey methodology, econometrics and applied statistics, educational science, political science, public health, behavioral genetics, demography, geography, and sport science.

The decision to publish a submission in SOEPpapers is made by a board of editors chosen by the DIW Berlin to represent the wide range of disciplines covered by SOEP. There is no external referee process and papers are either accepted or rejected without revision. Papers appear in this series as works in progress and may also appear elsewhere. They often represent preliminary studies and are circulated to encourage discussion. Citation of such a paper should account for its provisional character. A revised version may be requested from the author directly.

Any opinions expressed in this series are those of the author(s) and not those of DIW Berlin. Research disseminated by DIW Berlin may include views on public policy issues, but the institute itself takes no institutional policy positions.

The SOEPpapers are available at
<http://www.diw.de/soeppapers>

Editors:

Georg **Meran** (Dean DIW Graduate Center)

Gert G. **Wagner** (Social Sciences)

Joachim R. **Frick** (Empirical Economics)

Jürgen **Schupp** (Sociology)

Conchita **D'Ambrosio** (Public Economics)

Christoph **Breuer** (Sport Science, DIW Research Professor)

Anita I. **Drever** (Geography)

Elke **Holst** (Gender Studies)

Martin **Kroh** (Political Science and Survey Methodology)

Frieder R. **Lang** (Psychology, DIW Research Professor)

Jörg-Peter **Schräpler** (Survey Methodology)

C. Katharina **Spieß** (Educational Science)

Martin **Spieß** (Survey Methodology, DIW Research Professor)

ISSN: 1864-6689 (online)

German Socio-Economic Panel Study (SOEP)
DIW Berlin
Mohrenstrasse 58
10117 Berlin, Germany

Contact: Uta Rahmann | urahmann@diw.de

Einkommensmessungen in Haushaltspanelstudien für Deutschland: Ein Vergleich von EU-SILC und SOEP

von *Joachim R. Frick* (DIW Berlin, TU Berlin, IZA Bonn)* und *Kristina Krell* (DIW Berlin)

Zusammenfassung

Analysen zu Einkommensungleichheit, Armut und Mobilität in Deutschland basieren überwiegend auf den Mikrodaten der amtlichen deutschen Stichprobe der European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) und des wissenschaftsgetragenen Sozio-oekonomischen Panels (SOEP). Dabei kommt den EU-SILC-Daten neben ihrer Relevanz für die nationale Berichterstattung eine große internationale Bedeutung zu für die EU-weit vergleichende amtliche Erfassung, Beschreibung und Analyse des von der Europäischen Kommission spezifizierten Ziels der Armutsbekämpfung und Minderung der sozialen Ungleichheit im Rahmen des sozialen Kohäsionsprozesses in Europa. Insofern ist es nahe liegend, den deutschen Beitrag zu EU-SILC einer intensiven Qualitätsprüfung zu unterziehen; zumal es in der Literatur (vgl. Hauser 2007, Causa et al. 2009, Nolan et al. 2009) deutliche Hinweise auf methodische Probleme dieser noch jungen Erhebung bezüglich der Repräsentation bestimmter sozialer Gruppen und der Verteilung zentraler Bildungscharakteristika gibt, was einen nicht unerheblichen Einfluss auf Ausmaß und Struktur von Ungleichheit und Armut haben kann. Während in der Literatur auch die Querschnittsdaten der amtlichen Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) in kritische Vergleiche einbezogen werden, konzentriert sich dieses Papier auf den Vergleich von EU-SILC-basierten Ergebnissen zu Einkommensentwicklung, Ungleichheit und Mobilität mit jenen auf Basis des SOEP als einer national und international viel genutzten alternativen Erhebung der sozio-oekonomischen Entwicklung privater Haushalte in Deutschland. Die dabei festgestellten, zum Teil gravierenden Unterschiede werden vor dem Hintergrund unterschiedlicher Erhebungs- und Befragungsmethoden bzw. Stichprobencharakteristika diskutiert, die einen großen Einfluss auf die inhaltlich motivierten Untersuchungsergebnisse und somit auf die Kernaussagen zur sozialen Situation Deutschlands im EU-weiten Vergleich haben.

JEL-Codes: D3, C8, I3

Keywords: Einkommensungleichheit, Armut, Mobilität, Haushaltspanel, EU-SILC, SOEP

* Corresponding author: jfrick@diw.de

** Für hilfreiche Hinweise und Kommentare danken wir Richard Hauser, Markus M. Grabka, Henning Lohmann und Gert G. Wagner.

Measuring Income in Household Panel Surveys for Germany: A Comparison of EU-SILC and SOEP

Abstract

Empirical analyses of economic inequality, poverty, and mobility in Germany are, to an increasing extent, using microdata from the German Federal Statistical Office's contribution to the European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) as well as data from the German Socio-Economic Panel (SOEP). In addition to their significance for national reporting, the EU-SILC data are of great international significance for comparative EU-wide measurement, description, and analysis in support of the European Commission's stated objective of fighting poverty and reducing social inequality through the European social cohesion process. It is therefore crucial to assess the quality of the German contribution to EU-SILC, particularly in view of evidence in the literature of methodological problems in this still relatively young survey with respect to the representation of specific social groups and the distribution of key educational characteristics that can have a considerable impact on the degree and structure of inequality and poverty (see Hauser 2007, Causa et al. 2009, Nolan et al. 2009). While previous papers have critically examined the German EU-SILC contribution in comparison to the cross-sectional data from the German Survey of Income and Expenditure (EVS), the present paper compares EU-SILC-based results about income trends, inequality, and mobility with results based on SOEP, a widely used alternate survey of the socio-economic characteristics of private households in Germany. The—in some cases severe—differences identified are discussed in the context of different surveying and interviewing methods as well as sample characteristics, which have a major influence on the substantive results and thus on the core findings regarding the social situation of Germany in EU-wide comparison.

JEL Codes: D3, C8, I3

Keywords: Inequality, poverty, mobility, household panel, EU-SILC, SOEP

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung.....	5
2	Datenbasis.....	7
	2.1 Die European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC).....	8
	2.2 Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP).....	11
	2.3 Vergleichende Darstellung der Messung von Einkommen in EU-SILC und SOEP.....	13
	2.4 Indikatoren zur Analyse von Ungleichheit und Mobilität.....	15
3	Empirische Analysen.....	17
	3.1 Höhe und Entwicklung der mittleren Einkommen 2005 bis 2007 auf Basis von Querschnittsdaten ...	18
	3.2 Entwicklung der Einkommensungleichheit 2005 bis 2007 auf Basis von Querschnittsdaten.....	20
	3.3 Höhe und Entwicklung der mittleren Einkommen 2005 bis 2006 auf Basis von Längsschnittdaten...	27
	3.4 Entwicklung der Einkommensungleichheit 2005 bis 2006 auf Basis von Längsschnittdaten	30
	3.5 Zwischenfazit	31
	3.6 Einkommens- und Armutsmobilität.....	33
	3.7 Ein Vergleich innerhalb Europas auf Basis von EU-SILC und SOEP	39
4	Fazit.....	46
5	Literatur.....	50
6	Anhang: Verteilungs- und Mobilitätsmaße.....	53

Abbildungs- und Tabellenverzeichnis

Abbildung 1: Kerndichtefunktion der Äquivalenzeinkommen, Querschnittspopulation 2005	21
Abbildung 2: Kerndichtefunktion der Äquivalenzeinkommen, Querschnittspopulation 2006	21
Abbildung 3: Kerndichtefunktion der Äquivalenzeinkommen, Querschnittspopulation 2007	21
Abbildung 4: Kerndichtefunktion der Äquivalenzeinkommen 2005, Längsschnittpopulation 2005/2006	29
Abbildung 5: Kerndichtefunktion der Äquivalenzeinkommen 2006, Längsschnittpopulation 2005/2006	29
Abbildung 6: Zentrale Ergebnisse zur Verteilungsanalyse auf Basis von EU-SILC und SOEP in Quer- und Längsschnittperspektive, 2005-2007	32
Abbildung 7: Konsistenz der Einkommensmessung 2005 in Quer- und Längsschnittpopulationen von SOEP und EU-SILC	40
Abbildung 8: Konsistenz der Einkommensmessung 2006 in Quer- und Längsschnittpopulationen von SOEP und EU-SILC	40
Abbildung 9: Konsistenz des Gini-Koeffizienten 2005 in Quer- und Längsschnittpopulationen von SOEP und EU-SILC	41
Abbildung 10: Konsistenz des Gini-Koeffizienten 2006 in Quer- und Längsschnittpopulationen von SOEP und EU-SILC	41
Abbildung 11: Konsistenz der Armutsquoten 2005 in den Quer- und Längsschnittpopulationen von SOEP und EU-SILC	43
Abbildung 12: Konsistenz der Armutsquoten 2006 in den Quer- und Längsschnittpopulationen von SOEP und EU-SILC	43
Abbildung 13: Shorrocks-Angleichungsmaß in EU-SILC und SOEP, Längsschnittpopulation 2005/2006	45
Abbildung 14: Matrixmobilität in EU-SILC und SOEP, Längsschnittpopulation 2005/2006	45
Tabelle 1: Äquivalenzeinkommen in EU-SILC und SOEP, Querschnittspopulationen 2005-2007	19
Tabelle 2: Einkommensungleichheit in EU-SILC und SOEP, Querschnittspopulationen 2005-2007	23
Tabelle 3: Einfluss verschiedener Hochrechnungsfaktoren auf Einkommen und Ungleichheit	26
Tabelle 4: Äquivalenzeinkommen in EU-SILC und SOEP, Längsschnittpopulation 2005/2006	28
Tabelle 5: Einkommensungleichheit in EU-SILC und SOEP, Längsschnittpopulation 2005/2006	31
Tabelle 6: Einkommensmobilität in EU-SILC und SOEP, 2005/2006	33
Tabelle 7: Armutsmobilität in EU-SILC und SOEP, 2005/2006	34
Tabelle 8: Einkommensmobilität in EU-SILC 2005/2006 nach Art des Interviews	36
Tabelle 9: Einkommensmobilität in EU-SILC und SOEP 2005/2006 nach Imputationsstatus*	38
Tabelle 10: Einkommensmobilität im SOEP 2000/2001 nach Stichprobe	39

1 Einleitung

Die europaweite Bekämpfung von Armut und Ungleichheit steht seit Jahren weit oben auf der Agenda der EU-Politik. Im Gleichtakt dazu wird versucht, die nach wie vor bestehenden Einkommensunterschiede zwischen den Mitgliedstaaten zu reduzieren. Gemäß dem vom Europäischen Rat im März 2000 in Lissabon formulierten Ziel, die Beseitigung von Armut bis 2010 „entscheidend voranzubringen“, wurde eine EU-weite statistische Erhebung zur Untersuchung von Einkommen und Lebensbedingungen ins Leben gerufen: die Daten der European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) stehen damit in direkter Folge des von 1994 bis 2001 in den EU-15-Ländern erhobenen European Community Household Panel (ECHP). Die jährlich erhobenen Daten von EU-SILC sollen dazu dienen, ein europaweit vergleichbares Bild der Einkommens- und Armutssituation (bzw. deren Entwicklung) in allen teilnehmenden Ländern zu erstellen. Dies soll ermöglichen, wirksame Methoden der Armutsbekämpfung in bestimmten Ländern zu erkennen („best practise“), um sie auf die Gegebenheiten der anderen Länder übertragen zu können und somit den Prozess der sozialen Angleichung aller in Europa lebenden Menschen effektiver zu gestalten („open method of coordination“). Aus diesem Grund ist es wichtig, eine Erhebung von derart hoher Relevanz gerade in ihren Anfängen ständig auf ihre Qualität sowie die internationale und intertemporale Vergleichbarkeit zu untersuchen.

Entsprechend hoch ist die Bedeutung von EU-SILC nicht nur für Europavergleiche, sondern auch im Rahmen der nationalen Berichterstattung. So ist EU-SILC die zentrale amtliche Erhebung für den dritten Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung (BMAS 2008). Der Einfluss der Ergebnisse derartiger Studien auf das politische Handeln und die Wahrnehmung der Ergebnisse in den Medien verdeutlichen die Bedeutung höchster qualitativer Ansprüche an die zugrunde liegende Datenbasis.

Insofern liegt es nahe, die EU-SILC-Ergebnisse mit entsprechend vergleichbaren Darstellungen auf Basis alternativer Datenquellen zu kontrastieren und ggf. Gründe für eventuelle Unterschiede zu eruieren. Dazu bieten sich die Daten des wissenschaftsgetragenen Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) an, der längstlaufenden Haushaltspanelerhebung in Europa, die unter anderem auch das Themenspektrum von EU-SILC weitgehend abdeckt. Für einen Ver-

gleich ausgewählter Ergebnisse von EU-SILC mit den amtlichen Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) und anderer (Aggregat-)Statistiken vgl. Hauser (2007).¹

Es ist sicherlich weit mehr als nur eine „statistische Übung“, Gemeinsamkeiten und Unterschiede zwischen den Einkommensverteilungsergebnissen auf Basis zweier unabhängig gezogener Stichproben der gleichen Grundgesamtheit (Wohnbevölkerung in Deutschland) zu analysieren. Gleichzeitig wäre eine weitgehende Übereinstimmung solcher Analyseergebnisse im Sinne einer Robustheitsprüfung und der Akzeptanz der vorgelegten Untersuchungsergebnisse hilfreich, insbesondere wenn es darum geht, weitreichende sozial- und wirtschaftspolitische Entscheidungen auf diesen Untersuchungsergebnissen zu begründen. Erste Vergleiche von EU-SILC und SOEP für Deutschland deuten jedoch auf teils massive Unterschiede in diesen beiden Erhebungen bezüglich zentraler Indikatoren zur sozialen Ungleichheit und Armutssituation hin.²

Über die Berechnung von Mittelwerten und einfachen Ungleichheitsmaßen auf Querschnittsbasis hinausgehend, ist insbesondere die Untersuchung der Dynamik der Einkommens- und Armutsentwicklung einzelner Personen und Haushalte, sprich die Längsschnittkomponente einer Panelerhebung, von zentraler Bedeutung. Idealerweise wird im Rahmen einer solchen Untersuchung eine repräsentativ gezogene Stichprobe eines Basisjahres unter Wahrung bestimmter Weiterverfolgungsregeln innerhalb des Erhebungsgebietes in regelmäßigen Abständen (z.B. jährlich) wiederholt mit Hilfe standardisierter und zeitlich möglichst invarianter Instrumente befragt.

Das SOEP startete 1984 in Westdeutschland und wurde im Juni 1990, noch vor der Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion, auf das Gebiet der DDR ausgedehnt. Als langlaufendes Panel angelegt, umfasst diese Stichprobe also Personen, die bereits bis zu 25mal befragt wurden. Hingegen ist die Längsschnittkomponente von EU-SILC eingeschränkt, da die zugrunde liegende Stichprobe als „Rotationspanel“ angelegt wurde, bei dem jedes Jahr 25% des Samples aus der Befragung ausfallen und durch ein neues Teilsample ersetzt werden.

Unter Berücksichtigung derartiger surveyspezifischer Charakteristika werden in diesem Papier Ergebnisse zur Ungleichheits-, Armut- und Mobilitätsforschung auf Basis der beiden Datenbestände vergleichend dargestellt sowie eventuelle Gründe für Abweichungen diskutiert. Vor diesem Hintergrund wird die qualitative Entwicklung der EU-SILC-Daten für Deutschland

¹ Für einen ähnlich motivierten Vergleich der EVS mit dem SOEP, vgl. Becker et al (2003).

² Siehe den Dritten Armut- und Reichtumsbericht der Bundesregierung (2008) sowie die diesem Bericht zu Grunde liegende Expertise „Integrierte Analyse der Einkommens- und Vermögensverteilung“ von Grabka et al. (2007).

seit dessen Einführung 2005 bewertet. Aktuell sind Daten für die ersten drei Wellen von EU-SILC auf Querschnittsbasis verfügbar, also von 2005 bis 2007. Auf Längsschnittbasis verfügbar sind für Deutschland bislang (Stand Oktober 2009) nur Daten der Erhebungsjahre 2005 und 2006.³

Ausgewählte technische Aspekte der ex ante und ex post Qualitätsuntersuchung wurden bereits in anderen Papieren untersucht (z.B. in Hauser 2007, Grabka et al. 2007). Einige der dort vorgestellten Ergebnisse werden hier aufgegriffen und als mögliche Ursachen für Unterschiede in den auf Basis von EU-SILC und SOEP berechneten Maßzahlen zu Einkommensungleichheit und Mobilität diskutiert.

Kapitel 2 dieses Papiers stellt vergleichend zentrale Charakteristika der beiden Datenbanken unter besonderer Berücksichtigung der Einkommensmessung vor. In Kapitel 3 werden Ergebnisse der empirischen Untersuchungen zur Ungleichheit, Armut und Mobilität in Deutschland auf Basis von EU-SILC und SOEP diskutiert sowie in den EU-weiten Kontext gestellt. Eine bewertende Zusammenfassung erfolgt in Kapitel 4.

2 Datenbasis

Um die Verteilungsergebnisse der vergleichenden Analyse von EU-SILC für Deutschland und SOEP besser interpretieren zu können, muss untersucht werden, ob sich die Datenbanken bezüglich zentraler Merkmale in Design und Erhebungsweise soweit ähneln, dass ein derartiger Vergleich überhaupt sinnvoll ist. Ein großer Einfluss, insbesondere auf die Einkommensmobilität, kann beispielsweise bezüglich der Art der Stichprobenziehung bzw. des Samplings vermutet werden. Auch Unterschiede im Befragungsmodus (Face-to-Face-Interviews, schriftliche Befragung, etc.) lassen ggf. Rückschlüsse auf eventuelle Verzerrungen zu. Die Hochrechnungs- und Gewichtungsmethoden sowie die Verfahren zur Imputation fehlender Werte sind ebenfalls Bestandteil des folgenden Vergleichs der beiden Datenbanken.

So stellt sich die Frage, inwieweit die beiden Surveys (nach Gewichtung und Hochrechnung) die tatsächliche Bevölkerungsstruktur Deutschlands adäquat nachbilden und ob bestimmte Bevölkerungsgruppen, insbesondere solche, die an den Rändern der Einkommensverteilung zu finden sind, ausreichend gut repräsentiert werden. So sind z.B. kinderreiche Haushalte, Personen mit Migrationshintergrund und solche mit geringer Qualifikation *ceteris paribus*

³ Mit Stand September 2009 liegen für die meisten anderen EU-SILC-Länder bereits die Längsschnittdaten bis 2007 vor. Als Veröffentlichungszeitpunkt wird für die Längsschnittdaten März des Jahres t+2 angestrebt.

schwieriger für derartige Befragungen zu rekrutieren und bedürfen daher bei der Stichprobenziehung und Gewichtung einer besonderen Aufmerksamkeit.⁴

Im Folgenden werden die beiden Surveys bezüglich zentraler Charakteristika beschrieben, anschließend erfolgt eine vergleichende Darstellung der Erhebung von Einkommen in beiden Datenbasen.

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

Mit der Unterzeichnung des Vertrags von Amsterdam am 2. Oktober 1997 wurde von den Staats- und Regierungschefs der Europäischen Union ein Paket von Änderungen des Vertrags über die Europäische Union beschlossen. Der Vertrag beinhaltet u.a. das Ziel der Bekämpfung von Armut, welches jedoch erst vom Europäischen Rat in Lissabon im März 2000 konkret formuliert wurde: Bis 2010 sollte die Beseitigung von Armut und sozialer Ausgrenzung entscheidend vorangebracht werden.

Wie bereits eingangs erwähnt, war die grundlegende Idee, im Rahmen der offenen Methode der Koordinierung die Wirkung sozialpolitischer Maßnahmen aller EU-Länder zu beobachten, zu bewerten und ggf. für andere Länder zu nutzen. Dies sollte mit Hilfe der sogenannten Laeken-Indikatoren⁵, die vergleichbar in allen Ländern erhoben werden sollten, ermöglicht werden. Zu diesem Zweck wurde die Quer- und Längsschnitterhebung EU-SILC entwickelt, die vom Statistischen Amt der EU (Eurostat, Luxembourg) koordiniert und seit 2004 in den meisten der EU-27-Länder von den nationalen Statistischen Ämtern durchgeführt wird. In Deutschland erfolgte die Erhebung der Daten durch die Statistischen Landesämter erstmals im Jahre 2005 unter dem Titel „Leben in Europa“. EU-SILC umfasst eine Reihe von soziodemographischen Merkmalen und sozialen Themenbereichen wie Geschlecht und Alter, Einkommen, Gesundheit und Bildung der Haushaltsmitglieder sowie Haushaltszusammensetzung, Wohnsituation und nicht-monetäre Deprivation. Zu diesen Standardmodulen kommen zusätzlich jährliche Schwerpunktmodule zu bestimmten Themen mit sozialpolitischer Relevanz, die nicht notwendigerweise einer jährlichen Erhebung bedürfen (z.B. finanzielle Situation im Elternhaus während der eigenen Jugend, Freizeitaktivitäten, Verschuldung, etc.).

Um die Vergleichbarkeit der Ergebnisse für alle Länder zu stärken und Mindeststandards zu gewährleisten, gibt es eine Reihe von Vorgaben von Eurostat zu Stichprobendesign

⁴ Diese Problematik wird in vertiefter Form von Hauser (2007) untersucht. Er vergleicht für Deutschland die hochgerechneten Zahlen unterschiedlicher Bevölkerungs- und Bildungsgruppen und Nationalitäten in EU-SILC, SOEP und verschiedenen Referenzstatistiken (insbesondere Wohngeldstatistik, Sozialhilfe-Statistik, Mikrozensus).

⁵ Zur Entwicklung der Laeken-Indikatoren siehe Atkinson et al. (2002).

und -umfang, zur Hochrechnung, Gewichtung, zur Datenaufbereitung, etc. Resultierend aus der Erfahrung der teilweise zu starren Vorgaben bei der input-harmonisierten Vorgängerstudie ECHP, die auf einem gemeinsamen Erhebungsinstrument aufsetzte⁶, können Erhebungsweise und Datenaufbereitung für EU-SILC an nationale Gegebenheiten angepasst werden (Outputorientierung).⁷

Für EU-SILC fordert Eurostat von allen Ländern die Erhebung einer geschichteten Zufallsstichprobe.⁸ Deutschland nutzt zu diesem Zweck die auf dem Mikrozensus basierende Dauerstichprobe befragungsbereiter Haushalte (DSP, vgl. Körner et al. 2006). Diese Stichprobe existiert seit 2004 und besteht aus Haushalten, die sich nach der Teilnahme am Mikrozensus (mit Auskunftspflicht) bereit erklärten, auch im Rahmen von anderen, freiwilligen Erhebungen befragt zu werden. Zwar kann aufgrund dieser Befragungserfahrung und der geäußerten Auskunftsbereitschaft vermutet werden, dass die Angaben (besonders in Bezug auf das Einkommen) in diesem Teil der Stichprobe *ceteris paribus* von höherer Qualität sind. Amarov & Rendtel (2009) finden jedoch starke Hinweise auf Selektionseffekte in den drei Stufen der Selbstselektion auf dem Weg zur in EU-SILC genutzten Teilstichprobe: a) die Aufnahme in die DSP (nur 10% der Teilnehmer des Mikrozensus, der ca. 1% der Bevölkerung umfasst, lassen sich hierfür rekrutieren), b) der Verbleib in der DSP über einen längeren Zeitraum sowie c) die Teilnahmebereitschaft an speziellen Surveys wie EU-SILC (dies waren 2005 und 2006 im Endeffekt nur 75% bis 78% der DSP). So zeigen vor allem Haushalte in mittleren Einkommenslagen eine höhere Bereitschaft, sich an der DSP zu beteiligen. Des Weiteren optieren offensichtlich eher Haushalte mit berufstätigen, verheirateten Haushaltsvorständen mittleren Alters in die Stichprobe. Haushalte mit ausländischem Vorstand tendieren dazu, die Stichprobe schnell wieder zu verlassen bzw. erklären sich zur Teilnahme an speziellen Surveys erst gar nicht bereit. Insofern sind die Anforderungen an eine (repräsentative) Zufallsstichprobe in diesem Falle eher nicht erfüllt.

Zudem war die Dauerstichprobe befragungsbereiter Haushalte 2005 noch zu klein und aufgrund regionaler Selektion nicht bevölkerungsrepräsentativ, weshalb für diese Welle etwa drei Viertel der für EU-SILC zu befragenden Personen im Rahmen einer zusätzlichen Quotenstichprobe ausgewählt wurden, die von den Statistischen Landesämtern entsprechend ihrer Bevölkerungsgröße und geschichtet nach bestimmten Merkmalen erstellt wurde. Bei einer

⁶ Dies ließ sich für EU-SILC aufgrund von nationalen Verschiedenheiten in einzelnen Bereichen wie zum Beispiel der sozialen Grundsicherung in den EU-27 nicht oder nur schwer umsetzen.

⁷ Verordnung (EG) Nr. 1177/2003 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 16. Juni 2003 für die Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC).

⁸ Für weitere Informationen zum Design dieser Stichprobe siehe Horneffer & Kuchler (2008).

ungeeigneten Schichtung oder unzureichenden Berücksichtigung wichtiger sozio-demographischer Merkmale führt diese Vorgehensweise zu einer systematischen Unterschätzung von bestimmten (kleineren) Bevölkerungsgruppen – insbesondere schlecht integrierte und wirtschaftlich weniger erfolgreiche Migranten – und damit zu einer tatsächlich eingeschränkten Repräsentativität der Ergebnisse. So weist Hauser (2007) nach, dass nach Gewichtung und Hochrechnung in EU-SILC zwar der Anteil der Ausländer sogar höher ausfällt als nach Ergebnissen des Mikrozensus; jedoch ist dies einer Überrepräsentation jener Ausländer geschuldet, die aus „den alten nördlichen EU-Ländern stammen, während vor allem Türken sehr stark unterrepräsentiert sind. Auch Ausländer aus den alten südlichen EU-Ländern sind unterrepräsentiert.“ (Hauser 2007: 13).

Auch erklären sich hauptsächlich Personen mit mittlerem Einkommen zu einer solchen Befragung bereit. Der dadurch entstehende „Mittelstands-“ oder auch „Beamtenbauch“ der Einkommensverteilung sollte sich entsprechend in niedrigen Ungleichheitswerten äußern. Des Weiteren sind für Quotenstichproben prinzipiell keine Stichprobenziehungswahrscheinlichkeiten darstellbar und somit auch keine Konfidenzbänder oder Stichprobenfehler analytisch schätzbar.

Für die Längsschnittkomponente von EU-SILC wird ein Rotationspanel benutzt. Das heißt, dass jedes Jahr ein Viertel der Haushalte durch neue Haushalte ersetzt wird. Jeder Teilnehmer wird also maximal vier Jahre befragt. In den ersten Wellen werden dabei in Deutschland immer Teile der Quotenstichprobe durch Probanden aus der Dauerstichprobe befragungsbereiter Haushalte ersetzt, so dass erst für das Befragungsjahr 2008 erstmals Ergebnisse der geforderten vollständigen „Zufallsstichprobe“ – gleichwohl mit den oben genannten Einschränkungen bezüglich der geforderten Repräsentativität – verfügbar sein werden.⁹

Befragungspersonen sind alle erwachsenen Mitglieder (ab 16 Jahren) von privaten Haushalten an ihrem Hauptwohnsitz. In Deutschland stehen im Erhebungsjahr 2005 Daten für ca. 13.100 Haushalte mit 31.300 Personen zur Verfügung, proportional nach Bevölkerungszahl aufgeteilt auf die 16 Bundesländer. Berlin wird dabei den neuen Bundesländern zugerechnet.

Die Befragung erfolgt vollständig in schriftlich-postalischer Form¹⁰, d.h. die durch das Statistische Bundesamt per Post verschickten Fragebögen müssen von den Befragten ohne

⁹ Dies ist jedoch auch nur teilweise der Fall, da Bremen, Berlin und Sachsen-Anhalt auch 2008 noch nicht über eine ausreichend große landesspezifische Dauerstichprobe befragungsbereiter Haushalte verfügten, so dass in diesen Ländern noch immer keine Zufallsstichprobe gezogen werden kann. Vielmehr müssen in diesen Bundesländern alle in der Dauerstichprobe verfügbaren Haushalte herangezogen werden (siehe Horneffer & Kuchler (2008)).

¹⁰ Deutschland weicht an dieser Stelle als einziges Land in der EU-SILC-Stichprobe von der Eurostat-Vorgabe einer interviewergestützten Erhebung ab.

Intervieweranleitung selbständig ausgefüllt und zurück gesendet werden. Dabei erfolgt die Befragung häufig in Form von Proxyinterviews, d.h. rund 20% aller Personeninterviews werden durch andere Haushaltsmitglieder beantwortet. Diese Art von Interview birgt bekanntermaßen die Gefahr falscher, fehlender oder verzerrter Beantwortung der Fragen, falls die Befragungsperson wenig oder keine Erfahrung und keine Assistenz bei der Beantwortung hat oder schlecht informiert ist über die Einkommens- und Lebenssituation derjenigen Haushaltsmitglieder, für die sie die Beantwortung der Fragen übernimmt.^{11, 12}

Die Hochrechnung auf die Gesamtbevölkerung in Deutschland findet anhand von Randverteilungen zentraler Merkmale des Mikrozensus statt.¹³

2.2 Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP)

Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) ist eine seit 1984 jährlich durchgeführte Wiederholungsbefragung der Wohnbevölkerung in privaten Haushalten in Deutschland (Wagner, Frick & Schupp 2007 sowie <http://www.diw.de/soep>). Diese Längsschnitterhebung wird als Teil der wissenschaftsgetragenen, informationellen Infrastruktur vom Umfrageforschungsinstitut TNS Infratest Sozialforschung im Auftrag der SOEP-Gruppe des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW Berlin) durchgeführt. Die Standardbefragungsbereiche sind Demographie und Bevölkerung, Arbeitsmarkt und Erwerbstätigkeit, Einkommen, Steuern, Soziale Sicherung, Wohnen, Gesundheit, (Weiter-)Bildung und Qualifikation, Partizipation, Grundorientierung und Integration. Zentrale Indikatoren zu diesen Bereichen werden im Regelfall jedes Jahr erfragt. Darüber hinaus werden jährliche Schwerpunktmodule eingesetzt, die die mit Hilfe des Standardfragenkatalogs erhobenen Informationen vertiefen. Seit dem Erhebungsjahr 2006 besteht das SOEP aus acht Teilstichproben.

Sample A repräsentiert überwiegend die (west)deutsche Bevölkerung sowie diejenigen Ausländer, die nicht im ebenfalls 1984 gestarteten „Ausländer“-Sample B erfasst wurden, welches ein oversampling der Arbeitsmigranten aus den fünf Hauptrekrutierungsländern dar-

¹¹ Für nähere Angaben zu den Abweichungen der deutschen Vorgehensweise bei der Stichprobenerhebung von der Eurostat-Empfehlung siehe Clemenceau & Museux (2007), Bauer (2007) sowie den European Commission „Comparative Final EU Quality Report 2005 Version 2“ (2008). Auf einer 2006 in Helsinki stattgefundenen Konferenz wurde intensiv über Abweichungen der diversen EU-SILC Stichproben von den Eurostat-Vorgaben diskutiert (vgl. Eurostat 2007). Hauser (2007) weist ebenfalls auf die Probleme durch die postalische Befragung hin.

¹² Deutschland weicht teilweise auch in den Fragestellungen zu den anderen teilnehmenden Mitgliedsstaaten ab – beispielsweise bei der Frage nach der Einschätzung der Möglichkeit, mit dem verfügbaren Einkommen bis zum Ende des Monats auszukommen („making ends meet“), so dass die deutschen Daten für vergleichende Untersuchungen in diesem Feld als problematisch bzw. nicht verwendbar einzuschätzen sind (vgl. Fußnote 9 in Noll & Weick 2009).

¹³ Weitergehende Informationen zur Datenbasis EU-SILC finden sich in Körner et al. (2005).

stellt.¹⁴ Die durch den Mauerfall sowie die deutsche Vereinigung erfolgte Erweiterung des Stichprobengebiets führte zur Ziehung von Sample C im Juni 1990. Um die zeitgleich einsetzende massive Zuwanderung nach (West)Deutschland adäquat in der Panelpopulation zu berücksichtigen, wurde in den Jahren 1994/1995 eine weitere Stichprobe gezogen, Sample D. Durch diese Stichprobe können im SOEP u.a. die (Spät-)Aussiedler gut identifiziert und ihre Lebenslage analysiert werden. Im Jahre 1995 wurden im Sample D über 1.000 Personen in rund 500 Haushalten befragt, sodass die Heterogenität der Personen mit Migrationshintergrund im SOEP mit Hilfe mehrerer Substichproben sehr gut erfasst wird¹⁵. Schließlich fand in den Jahren 1998, 2000 und 2006 jeweils eine repräsentative Aufstockung der SOEP-Stichprobe (mit den Samples E, F, und H) statt. Dazwischen erfolgte im Erhebungsjahr 2002 eine Stichprobenergänzung (Sample G) um Haushalte mit „hohen Einkommen“ (rund 1.200 Haushalte) zwecks besserer Repräsentation des oberen Randes der Einkommensverteilung¹⁶ (vgl. Schupp et al 2009).

Mit Hilfe (möglichst) regelmäßiger Aufstockungen durch neue, repräsentative Teilstichproben werden beim SOEP im Prinzip drei Ziele verfolgt und auch erreicht: eine mittel- bis langfristige Stabilisierung der Stichprobengröße im Bereich zwischen 10.000 und 12.000 Haushalten, eine Berücksichtigung zwischenzeitlicher Veränderungen in der Grundgesamtheit (aufgrund von Immigration) und die Möglichkeit zur Kontrolle eventueller Befragungs- oder Paneeffekte durch systematische Vergleiche von Neu- und Altstichproben.¹⁷

Auf Basis dieser Stichprobe werden derzeit jährlich ca. 11.000 Haushalte mit rund 25.000 Personen (Erwachsene und Kinder) befragt. Der überwiegende Interviewmodus sind Face-to-Face-Interviews (PAPI und CAPI); in einigen Fällen erfolgt nach telefonischem oder persönlichem Kontakt eine postalische Befragung. Um das Risiko von Verständnisproblemen bei mangelnden Deutschkenntnissen zu reduzieren und damit auch das Phänomen selektiver Befragungsbereitschaft zu reduzieren, werden Übersetzungshilfen für die diversen Erhebungsinstrumente in mehreren Sprachen angeboten. Alle Haushaltsmitglieder über 16 Jahre werden persönlich befragt; d.h., es finden keine Proxyinterviews statt, in deren Verlauf Haushaltsmit-

¹⁴ In dieser Stichprobe werden Personen in Haushalten befragt, deren Haushaltsvorstand einer der folgenden Nationalitäten angehörte: Türkei, ehemaliges Jugoslawien, Spanien, Griechenland und Italien. Die anderen Nationalitäten sind durch die Stichprobenziehung in Sample A und später in allen anderen Samples berücksichtigt.

¹⁵ Sample D besteht aus einer reinen Zufallsstichprobe und einer etwas kleineren Schneeball-Stichprobe; da bei letzterer die exakte Bestimmung der Auswahlwahrscheinlichkeit nicht möglich ist, sind die Standardgewichtungs- und Hochrechnungsfaktoren für diese Fälle auf Null gesetzt.

¹⁶ Die Stichprobenziehung erfolgte als zweistufiger Prozess, aufbauend auf einem Screening von über 100.000 Haushalten, um solche mit einem monatlichen Nettoeinkommen von mehr als 7.500 DM zu identifizieren.

¹⁷ Vgl. z.B. Frick et al. (2006) für den Nachweis zunehmender Qualität der Einkommensangaben nach den ersten Wellen eines Panels.

glieder Angaben zu den persönlichen Details (wie z.B. Arbeitseinkommen, Gesundheit, Lebenszufriedenheit) Dritter machen würden. Ein – in den vergangenen Jahren quantitativ immer bedeutsamer gewordenes – Problem dieser persönlichen Erhebungsweise ist die damit verbundene Komplexität der vollständigen Erfassung und Darstellung der Haushaltseinkommen, falls nicht alle Befragungspersonen im Haushalt auskunftswillig oder -fähig sind; dies betrifft in den aktuellen Wellen des SOEP ca. 5% der Zielpersonen. Mit der Weitergabe der SOEP-Daten ab dem Jahre 2009 werden im Falle solcher unvollständig interviewten Haushalte („partial unit-non-response“) rückwirkend – d.h. im Zeitverlauf konsistent – für alle Wellen seit 1984 umfassende Verbesserungen der ansonsten verzerrten Einkommensmessung vorgenommen (vgl. dazu auch Kapitel 2.3). Dem hier vorgelegten Papier liegen diese neu berechneten Daten zu Grunde.

Die Hochrechnung der Stichprobe des SOEP auf die Grundgesamtheit erfolgt unter Berücksichtigung von Randverteilungen auf Basis des Mikrozensus (für Personen in Privathaushalten am Erstwohnsitz). Berlin wird komplett den neuen Bundesländern zugerechnet.¹⁸

2.3 Vergleichende Darstellung der Messung von Einkommen in EU-SILC und SOEP

Das für Wohlfahrtsanalysen, und damit auch für dieses Papier, relevante Einkommenskonstrukt ist das Äquivalenzeinkommen eines Haushalts bzw. seiner Mitglieder. Zu diesem Zweck wird das verfügbare Haushaltseinkommen¹⁹ durch das so genannte Äquivalenzgewicht des Haushalts (gemäß der modifizierten OECD-Skala) geteilt, was Größenvorteile des gemeinsamen Wirtschaftens in Mehr-Personen-Haushalten berücksichtigen soll.

In Anlehnung an die Empfehlungen der Canberra Group (2001) zur umfassenden Messung der Einkommenssituation privater Haushalte ist zu beachten, dass Haushalte in subventionierten Wohnungen oder in selbst genutztem Wohneigentum Einkommensvorteile haben. Das Einkommen sollte somit durch einen geschätzten, fiktiven Wert ergänzt werden, der dem entspricht, was der Haushalt als nicht subventionierter Mieter für seinen Wohnraum zahlen müsste. Dieser Wert, die so genannte Imputed Rent (IR), wurde in EU-SILC bis 2006 nicht zur Verfü-

¹⁸ Weiterführende Informationen zu der Erhebungsweise des SOEP finden sich in Frick & Haisken-DeNew (2005) sowie in Wagner et al. (2008).

¹⁹ In beiden Erhebungen ergibt sich das hier interessierende verfügbare Haushaltseinkommen des Vorjahres aus der Summe der auf Personen- bzw. Haushaltsebene erfragten Bruttoeinkommenskomponenten (Erwerbseinkommen, Kapitaleinkommen, private Transfers, private Renten, öffentliche Transfers, öffentliche Renten, etc.) abzüglich direkter Steuern und Sozialversicherungsabgaben. In EU-SILC werden diese Abzüge direkt erfragt, während sie im SOEP in aufwendigen Verfahren simuliert werden, die alle Standard-Parameter (Definition der Steuereinheit, Steuertarif, Beitragsbemessungsgrenzen, etc) sowie pauschale, steuerliche Abschreibungsmöglichkeiten (u.a. Werbungskosten) des gegebenen Jahres berücksichtigen (vgl. Schwarze 1995). Unter der Annahme, dass Abschreibungsmöglichkeiten mit dem zu versteuernden Einkommen steigen, sollte *ceteris paribus* die mit EU-SILC gemessene Ungleichheit aufgrund der Möglichkeit der Berücksichtigung individueller anstatt simulierter Abgaben, tendenziell höher ausfallen als auf Basis des SOEP.

gung gestellt, ist aber ab 2007 vorgeschrieben. Von dieser Vorgabe abweichend, ist diese Variable für Deutschland jedoch noch nicht besetzt. Alle nachfolgenden Ergebnisse auf Basis von EU-SILC werden daher ohne Imputed Rent ausgewiesen.

Im SOEP gehört eine Schätzung für IR zu den standardmäßig bereitgestellten Variablen. In Übereinstimmung mit den Vorgaben der Europäischen Kommission (EU Commission regulation (EC) No. 1980/2003) wird dabei ein Netto-Wert nach Abzug aller relevanten Kosten (insbesondere Finanzierungskosten) ermittelt, der neben dem Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums auch die entsprechenden Einkommensvorteile subventionierter bzw. mietfrei zur Verfügung gestellter Mietwohnungen enthält (vgl. Frick, Grabka & Groh-Samberg (2007a, 2008)).²⁰ Im Rahmen der folgenden Auswertungen werden ggf. zusätzlich SOEP-Ergebnisse inklusive Imputed Rent dargestellt, um die Unterschiede zu verdeutlichen, die durch Nichtbeachtung dieser wichtigsten nicht-monetären Einkommenskomponente entstehen.

Fehlende Einkommenswerte in EU-SILC werden komplett imputiert: Dies gilt zum einen für den Fall, dass lediglich einzelne Angaben in ansonsten ausgefüllten Fragebögen fehlen (Item Nonresponse, INR), und zum zweiten bei vollständiger Verweigerung einzelner Haushaltsmitglieder in ansonsten befragungswilligen Haushalten (Partial Unit Nonresponse, PUNR). Im zweiten Fall wird das von den sonstigen Personen erhobene und aggregierte Haushaltseinkommen mittels eines Korrekturfaktors, der sich aus den Einkommen ähnlicher Haushalte mit vollständigen Interviews ableiten lässt, angepasst.²¹ Bei fehlenden Werten aufgrund von INR werden, wenn das Einkommen nicht durch die Untersuchung von den mit dem Einkommen direkt verbundenen Variablen (wie z.B. gezahlte Einkommensteuer oder Sozialabgaben) ermittelt werden kann, statistische Verfahren verwendet, die mittels Regressionsanalysen die vorhandenen Einkommensinformationen von anderen, ähnlichen Personen oder Haushalten nutzbar machen. Bekannte Vorjahreseinkommen werden im Rahmen der Imputation nur für Plausibilitätsprüfungen verwendet.²²

Die Imputation fehlender Einkommensangaben im SOEP findet nach einem international bewährten Verfahren von Little & Su (1989) statt, das z.B. auch in der australischen Panel-Studie HILDA eingesetzt wird (siehe Starick & Watson 2009). Diese so genannte „row and

²⁰ Die Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) enthalten eine Brutto-Version von Imputed Rent, d.h. Finanzierungskosten für noch ausstehende Kredite werden nicht in Abzug gebracht und überschätzen entsprechend die Höhe des Einkommensvorteils. Zudem sind subventionierte und mietfreie Mieter nicht berücksichtigt.

²¹ Siehe auch European Commission „Comparative Final EU Quality Report 2005 Version 2“ (2008).

²² Wir danken dem Statistischen Bundesamt in Wiesbaden für die Bereitstellung von Informationen zum Imputationsverfahren für fehlende Einkommensangaben in EU-SILC Deutschland.

column“-Imputationsprozedur nutzt sowohl Querschnitts- als auch Längsschnittinformationen einer Person, deren Einkommen imputiert werden muss (siehe Frick & Grabka 2005).

Fehlende Angaben aufgrund von Partial Unit Nonresponse²³ werden seit dem Jahr 2009 (rückwirkend für alle Wellen) in einem aufwendigen mehrstufigen Verfahren für sechs einzelne Brutto-Einkommenskomponenten (Erwerbseinkommen, Renten sowie Transferleistungen im Falle von Arbeitslosigkeit, Ausbildung/Studium, Mutterschutz/Erziehungsgeld/Elterngeld und private Transfers) ebenfalls unter Verwendung von Längsschnittinformationen imputiert. Diese Werte werden im Haushaltskontext gemeinsam mit den von den befragungswilligen Mitgliedern erhobenen Einkommensangaben einer Simulation von Steuer- bzw. Sozialversicherungsabgaben unterzogen und ergeben das für die folgenden Analysen relevante verfügbare Vorjahres-Haushaltsnettoeinkommen (siehe Frick, Grabka & Groh-Samberg 2009).

Für die folgenden Quer- und Längsschnittanalysen werden zwecks besserer intertemporaler Vergleichbarkeit alle Einkommen beider Surveys in Preisen des Jahres 2000 ausgewiesen. Einige wenige Haushalte in EU-SILC weisen ein negatives Einkommen auf; diese werden in den hier vorgelegten Analysen nicht berücksichtigt. Die im Folgenden für ein bestimmtes Jahr angegebenen Einkommen beziehen sich immer auf das jeweilige vorhergehende Kalenderjahr; die Berechnung der Äquivalenzskala beruht auf der Haushaltskomposition im Befragungszeitpunkt.²⁴

2.4 Indikatoren zur Analyse von Ungleichheit und Mobilität

In der folgenden Untersuchung der Einkommensungleichheit werden neben dem als robust geltenden und die Mitte der Verteilung stärker berücksichtigenden Gini-Koeffizienten zwei weitere Maße eingesetzt, die sensitiv auf Veränderungen an den Rändern der Einkommensverteilung reagieren. Dies sind der top-sensitive Half-Squared Coefficient of Variation (HSCV) und das bottom-sensitive Maß Mean-Log-Deviation (MLD).²⁵

Zentrale Indikatoren zur Armutforschung bietet die Familie der von Foster, Greer & Thorbecke (1984) beschriebenen FGT-Maße mit dem poverty-aversion-Parameter α , mit dessen

²³ Dieses Phänomen war in den ersten Wellen des SOEP aufgrund der in der Regel vollständigen Realisierung aller Interviews im Haushalt vernachlässigbar und wurde daher im Rahmen der Imputation fehlender Einkommen bis 2008 ignoriert.

²⁴ Diese Vorgehensweise ist Standard in der Einkommensverteilungsanalyse, es kann jedoch aufgrund des unterschiedlichen Zeitbezugs von Einkommen (Vorjahr) und Haushaltskomposition (Befragungszeitpunkt) zu verzerrten Äquivalenzeinkommensmessungen kommen (vgl. Debels & Vandecasteele 2008). Dieser Effekt sollte jedoch für den hier interessierenden Untersuchungszweck der Vergleichbarkeit der Verteilungs- und Mobilitätsanalysen auf Basis von EU-SILC und SOEP keine wesentliche Rolle spielen, da beide Surveys davon in gleicher Weise betroffen sind.

²⁵ Zur genaueren Definition der beiden zuletzt genannten Maße siehe z.B. Grabka et al. (2007).

Hilfe die Armutsquote (FGT(0)), die Armutslücke (FGT(1)) und die Ungleichheit der Armutsverteilung (FGT(2)) analysiert werden können. Die Armutsschwelle wird hier gemäß EU-Vorgaben durch 60% des nationalen Medianeinkommens bestimmt. Die Armutsrisikoquote bildet mit dem Gini-Koeffizienten und dem S80/S20-Maß, das die Summe der Einkommen des oberen Einkommensquintils in Relation zur Summe der Einkommen des unteren Quintils ausdrückt, einen Teil der Laeken-Indikatoren. Dies ist ein Katalog von Maßzahlen, der auf einer Tagung des Europäischen Rates in Laeken im Dezember 2001 entwickelt bzw. zusammengestellt wurde mit dem Ziel europaweiter Vergleiche zu Armut, Beschäftigung, Gesundheit und Bildung (siehe Atkinson et al. 2002).

Zur graphischen Illustration der Einkommensverteilung kommt der Kerndichteschätzer zur Anwendung. Mittels dieser Methode wird der Verlauf von unbekanntem stetigen Verteilungen geschätzt was für die hier vorgelegte vergleichende Untersuchung besonders hilfreich ist, um eventuelle Unterschiede in der Repräsentation bestimmter Bereiche der Einkommensverteilung, insbesondere an den Rändern, zu visualisieren.

Neben diesen auf Querschnittsdaten aufsetzenden Indikatoren zur Erfassung der Einkommensungleichheit zu einem Zeitpunkt bzw. in einer Zeitreihe sind die in EU-SILC und anderen entsprechenden Surveys erhobenen Paneldaten insbesondere für die Analyse von Einkommensmobilität geeignet: Hier interessiert also eher, wie stark das absolute Einkommen einer Person oder deren relative Einkommensposition innerhalb eines Landes über die Zeit variiert. Einer der hier untersuchten Indikatoren dafür ist die Matrixmobilität. Sie vergleicht z.B. das Einkommensquintil, in dem sich eine Beobachtungseinheit (i.d.R. eine Person) in einem gegebenen Ausgangsjahr t befindet, mit der entsprechenden Einkommensposition (Quintil) des Folgejahres $t+1$. Je größer der durchschnittliche „Sprung“ von einem Quintil zum anderen, desto höher ist die Einkommensmobilität. Das von Fields & Ok (1996) beschriebene Mobilitätsmaß berechnet die durchschnittliche Höhe der Pro-Kopf-Einkommensänderung in zwei Perioden. Der Mobilitätsindex von Shorrocks (1978a) wiederum setzt einen Ungleichheitsparameter (im Folgenden den Gini-Koeffizienten) eines Jahres ins Verhältnis zu der gewichteten Ungleichheit über alle Untersuchungszeitpunkte (z.B. Jahre) und zieht daraus Rückschlüsse auf die zugrunde liegende Einkommensmobilität in einem Land.

Armutsmobilität vergleicht die Niedrigeinkommenssituation von Befragungspersonen im Längsschnitt in zwei aufeinander folgenden Jahren (hier: balanciertes Panel der Erhebungsjahre 2005 und 2006, d.h., alle Befragungspersonen, die in zwei aufeinander folgenden Interviewzeitpunkten erfolgreich befragt wurden). Darauf aufbauend kann der Anteil der Personen ermittelt werden, die in beiden Jahren nicht arm waren bzw. in mindestens einem der beiden

Jahre unterhalb der nationalen Armutsschwelle (60% des nationalen äquivalenzgewichteten Haushaltsnettoeinkommens nach Steuern und Transfers) lebten.

3 Empirische Analysen

Beim Vergleich der empirischen Ergebnisse von EU-SILC und SOEP werden zunächst Höhe und Entwicklung der mittleren Einkommen sowie der Ungleichheit im Untersuchungszeitraum 2005 bis 2007 untersucht. Dabei wird im Folgenden bei Verwendung von Jahresangaben in der Regel auf das Erhebungsjahr Bezug genommen – gemäß der oben beschriebenen Einkommensmessung werden damit die Einkommen des Vorjahres analysiert. Analysepopulation ist jeweils die gesamte Bevölkerung in privaten Haushalten.

Diese Analysen werden sowohl auf Basis der jeweiligen Querschnittpopulationen als auch auf Basis von Längsschnittdaten durchgeführt. Der Vergleich der Ergebnisse von Quer- und Längsschnittpopulation dient zur Konsistenzprüfung der jeweiligen Datenbasis und insbesondere zur Kontrolle eventueller Selektionseffekte der Rotationsstichprobe von EU-SILC. Zudem bildet dieser Ansatz den Übergang zu den Mobilitätsanalysen, die nur auf Grundlage der Längsschnittdaten (über zwei aufeinander folgende Wellen) durchgeführt werden können. Letztlich werden die Ergebnisse für Deutschland auf Basis von SOEP und EU-SILC mit jenen für die anderen EU-SILC-Länder kontrastiert. Die in diesem Zusammenhang zu prüfende Hypothese lautet, dass Analysen auf Grundlage zweier unabhängig von einander gezogener Stichproben aus ein und derselben Grundgesamtheit zu statistisch nicht unterscheidbaren Ergebnissen bezüglich Ungleichheit, Armut und Mobilität führen.

Neben den Einkommensanalysen werden auch die Verteilungen ausgewählter sozialstruktureller Variablen beachtet, die im Allgemeinen mit der Einkommenssituation korrelieren. Dazu gehört neben der Bildungs- und Altersstruktur der Stichproben auch die regionale Verteilung nach alten und neuen Bundesländern. Derartige Variablen können offensichtlich nicht nur einen direkt verzerrenden Einfluss auf die Ungleichheitsergebnisse ausüben, zum Beispiel im Falle der inadäquaten Repräsentation niedrig qualifizierter Personen. Es ist zudem im Rahmen der relativen Armutsmessung von einer Verzerrung des Medianeinkommens und damit der für das relative Armutsrisiko relevanten Einkommensschwelle auszugehen – fällt diese zum Beispiel aufgrund einer zu starken Berücksichtigung von hoch Qualifizierten zu hoch aus, so steigt die Armutsschwelle und damit *ceteris paribus* das Armutsrisiko in der Gesamtbevölkerung.

3.1 Höhe und Entwicklung der mittleren Einkommen 2005 bis 2007 auf Basis von Querschnittsdaten

Beim Vergleich der durchschnittlichen, realen Einkommen im Zeitraum 2005 bis 2007 fallen bei EU-SILC starke Schwankungen auf (vgl. Tabelle 1).^{26, 27} Einem deutlichen Rückgang der preisbereinigten Einkommen um rund 6% von ca. 17.100€ (in 2005) auf ca. 16.000€ (in 2006) folgt wiederum eine signifikanter Einkommenserhöhung um fast 16% bzw. etwa 2.500€ auf 18.500€ (in 2007). Zieht man den Median als robustes Maß hinzu, ändert sich dieser Verlauf nicht: Die Sprünge sind auch hier deutlich sichtbar, was darauf hinweist, dass diese Ergebnisse nicht von einigen Ausreißern getrieben werden.²⁸

Ein derartiger Verlauf der Einkommensentwicklung in Deutschland kann im Prinzip zwar nicht gänzlich ausgeschlossen werden, jedoch lassen externe (auch makro-ökonomische) Größen wie die Arbeitsmarkt- und insbesondere die Arbeitslosigkeitsentwicklung in diesem Zeitraum eine andere Entwicklung der Einkommensverteilung erwarten. Diese Möglichkeiten werden weiter unten nach der vergleichenden Darstellung der Ergebnisse von EU-SILC und SOEP diskutiert.

Die Untersuchung der Einkommen getrennt nach neuen und alten Bundesländern kommt zu einem ähnlichen Ergebnis: Beim Übergang von 2005 auf 2006 findet sich jeweils ein starker Einkommensrückgang um ca. 1.000€ – in den neuen Bundesländern von 15.400€ auf 14.300€, in den alten Bundesländern von 17.600€ auf 16.600€.

²⁶ Die Berechnungen erfolgen anhand der EU-SILC-Datenweitergabe von August 2009 (mit der dritten Version der Querschnittsdaten 2005, der zweiten Revision für 2006, der ersten Revision für 2007, und der ersten Revision der Längsschnittdaten bis 2006) sowie der SOEP-Datenweitergabe in der Version von September 2009. Diese Version der SOEP-Daten enthält neben den genannten verbesserten Einkommensimputationen bei fehlenden Angaben in unvollständig realisierten Haushalten auch eine verbesserte Hochrechnung (vgl. Kroh 2009).

²⁷ Die empirischen Analysen wurden mit Stata (Version 10.1) durchgeführt unter Verwendung der Prozeduren SHORMOB, FOKMOB, IMOBFLDS, IMOBHOR, IMOBFOK und MATRXMOB von Philippe van Kerm (CEPS/Institute, Luxembourg) sowie POVDECO und INEQUAL7 von Stephen P. Jenkins (University of Essex, UK).

²⁸ Diese Ergebnisse stimmen sehr gut mit entsprechenden Veröffentlichungen von Eurostat überein: http://nui.epp.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=ilc_di03&lang=de. Dabei werden in den hier vorgelegten Berechnungen nur Einkommen ≥ 0 verwendet und in Preisen von 2000 ausgewiesen; in die Eurostat-Berechnungen gehen hingegen auch Einkommen kleiner Null ein. Sie sind zudem in nominalen Euro ausgewiesen.

Tabelle 1: Äquivalenzeinkommen in EU-SILC und SOEP, Querschnittpopulationen 2005-2007 (in Euro)

	SOEP Gesamt		SOEP West		SOEP Ost		EU-SILC Gesamt	EU-SILC West	EU-SILC Ost	SOEP (ohne IR) in % von EU-SILC		
	ohne IR	mit IR	ohne IR	mit IR	ohne IR	mit IR	ohne IR			Gesamt	West	Ost
Mittelwert 2005	18,041	18,973	18,779	19,812	15,196	15,736	17,100	17,615	15,350	105.5	106.6	99.0
Mittelwert 2006	17,885	18,803	18,660	19,683	14,947	15,465	16,039	16,615	14,296	111.5	112.3	104.6
Mittelwert 2007	17,964	18,902	18,725	19,750	15,007	15,606	18,549	n.v.	n.v.	96.8	n.v.	n.v.
Median 2005	15,791	16,598	16,407	17,216	13,843	14,460	15,387	15,816	14,076	102.6	103.7	98.3
Median 2006	15,470	16,337	16,043	16,914	13,546	14,125	14,443	14,841	13,364	107.1	108.1	101.4
Median 2007	15,482	16,241	16,004	16,869	13,579	14,394	16,160	n.v.	n.v.	95.8	n.v.	n.v.
N 2005 in Mio.	81.6		64.8		16.8		81.5	62.9	18.5	100.1	103.0	90.8
N 2006 in Mio.	81.6		64.6		17.0		81.2	61.1	20.2	100.5	106.2	82.7
N 2007 in Mio.	81.5		64.8		16.7		80.9	n.v.	n.v.	100.7	n.v.	n.v.

Hinweise zur Berechnung der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000. IR = Imputed Rent.

Quelle: EU-SILC 2005-2007 (Version August 2009) und SOEP 2005-2007 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Die entsprechenden SOEP-Einkommensmessungen²⁹ liegen im gleichen Zeitraum relativ konstant zwischen ca. 17.900€ und 18.000€ und damit 2005 um 5% bzw. 2006 um 12% über dem EU-SILC-Wert. 2007 liegt das SOEP-Einkommen hingegen ca. 3% unter dem EU-SILC-Einkommen, jedoch nur aufgrund des schwer nachvollziehbaren Anstiegs des Einkommens in EU-SILC. Bei den regionalen Einkommensuntersuchungen weist das SOEP 6-12% höhere Einkommen in den alten Bundesländern auf als EU-SILC. Gleichzeitig ist die Übereinstimmung der durchschnittlichen Einkommen in den neuen Bundesländern wesentlich höher: 2005 liegt das mit dem SOEP gemessene Durchschnittseinkommen mit ca. 15.200€ um rund 150€ unter dem Vergleichswert in EU-SILC, was angesichts der gesamtdeutschen Ergebnisse ein geringer Unterschied ist. Die Replikation dieses Abgleichs für 2007 ist leider nicht möglich, da das Statistische Bundesamt aus Datenschutzgründen keinerlei Regionalinformationen (zur Ost-West-Differenzierung) in EU-SILC mehr zur Verfügung stellt.

Der Einbezug von Imputed Rent in die Einkommensmessung des SOEP (wie von der Canberra Group (2001) vorgeschlagen und aufbauend auf einer entsprechenden Regulation der

²⁹ Im SOEP werden seit der Datenweitergabe 2009 die Einkommen von nicht teilnehmenden Haushaltsmitgliedern in ansonsten befragungsbereiten Haushalten (PUNR) mit Hilfe umfangreicher Imputationsverfahren berücksichtigt (vgl. Frick, Grabka und Groh-Samberg 2009). Außerdem wurden die Gewichtung- und Hochrechnungsfaktoren umfassend überarbeitet. Aus diesem Grund weichen die hier vorgelegten Ergebnisse auf Basis des SOEP zum Umfang von Ungleichheit und Armut ggf. von früheren Veröffentlichungen ab – zeitliche Trends sind durch diese Revisionen jedoch unverändert.

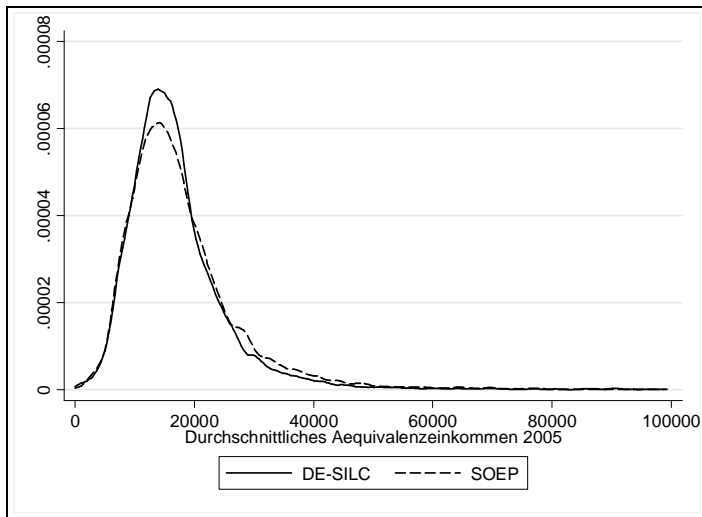
Europäischen Kommission ab 2007 für EU-SILC „vorgeschrieben“), würde das durchschnittliche Einkommen um weitere rund 1.000€ steigern.

3.2 Entwicklung der Einkommensungleichheit 2005 bis 2007 auf Basis von Querschnittsdaten

Bei der Betrachtung der Einkommensverteilung mit Hilfe von Kerndichtefunktionen werden die Unterschiede zwischen den Ergebnissen beider Stichproben in den Jahren 2005 und 2006 besonders deutlich. Die Verteilung der EU-SILC-Einkommen ist im Vergleich zur SOEP-Verteilung „steiler“ und damit stärker auf die mittleren Einkommen konzentriert (vgl. Abbildung 1 bis Abbildung 3)³⁰. 2007 jedoch ändert sich das Bild: Die EU-SILC-Verteilung ist nun flacher als die der SOEP-Einkommen. Wie sich bereits in Tabelle 1 mit Hilfe der mittleren Einkommen angedeutet hat, ist diese Veränderung auf die starken Schwankungen in den EU-SILC-Verteilungen zurückzuführen, während die des SOEP über die Jahre relativ konstant bleibt. Dies kann als Hinweis der Erfassungsprobleme der Einkommensränder mit Hilfe der EU-SILC-*Quotenstichprobe* gewertet werden, die in den ersten beiden Erhebungsjahren die gesamte Stichprobe dominiert. Nur ein Viertel der Befragungspersonen des Jahres 2005 stammt aus einer Zufallsstichprobe befragungsbereiter Haushalte, die zuvor im Mikrozensus teilnahmen. Aufgrund der o.g. Rotation beträgt dieser Anteil im Erhebungsjahr 2007 bereits drei Viertel.

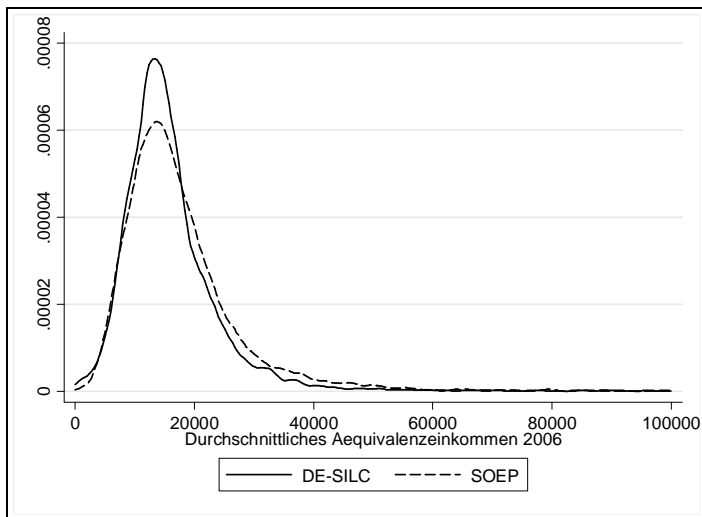
³⁰ In den folgenden Abbildungen werden die Ergebnisse für Deutschland auf Basis von EU-SILC mit dem Kürzel „DE-SILC“ versehen.

Abbildung 1: Kerndichtfunktion der Äquivalenzeinkommen, Querschnittspopulation 2005



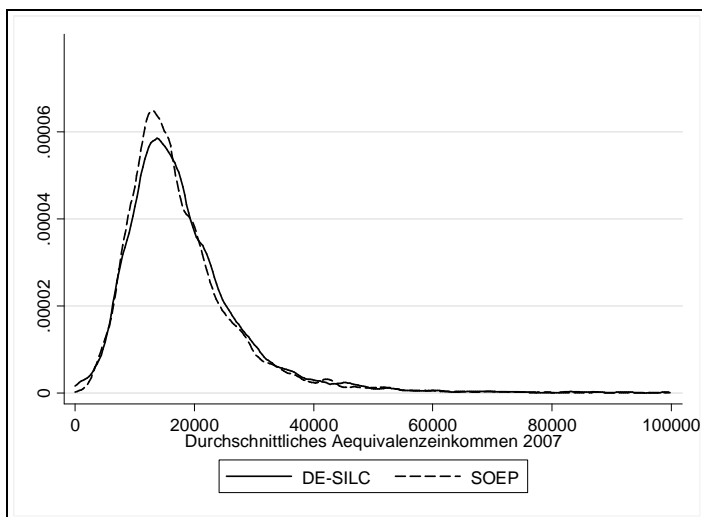
Quelle: EU-SILC 2005 (Version August 2009) und SOEP 2005 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Abbildung 2: Kerndichtfunktion der Äquivalenzeinkommen, Querschnittspopulation 2006



Quelle: EU-SILC 2006 (Version August 2009) und SOEP 2006 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Abbildung 3: Kerndichtfunktion der Äquivalenzeinkommen, Querschnittspopulation 2007



Quelle: EU-SILC 2007 (Version August 2009) und SOEP 2007 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Die EU-SILC-Daten für Deutschland weisen für die Jahre 2005 und 2006 recht stabile Ergebnisse zu Ungleichheit und dem Armutsrisiko auf: Die Armutsrisikoquote (FGT(0)) bewegt sich um ca. 12% der Gesamtbevölkerung, der Gini-Koeffizient liegt konstant bei rund 26% (vgl. Tabelle 2). Einzig das Maß HSCV schwankt stark: Es fällt von 25% in 2005 auf knapp 21% in 2006. Dazu muss jedoch gesagt werden, dass der HSCV sehr sensitiv auf Veränderungen am oberen Rand der Einkommensverteilung reagiert. Schon ein einziger extremer Ausreißer kann daher große Auswirkungen auf die Ausprägung des Maßes haben. Solch ein Ausreißer kann auch durch Eingabefehler entstehen. Große Sprünge des HSCV dürfen also nicht überbewertet werden. Jedoch weisen die Daten für 2007 ebenfalls auf einen sprunghaften Anstieg der anderen, viel robusteren Größen hin: Die Armutsquote steigt von 12% auf fast 15%, der Gini-Koeffizient von 26% auf fast 30%. Das Ausmaß dieser Zunahme beider Größen innerhalb nur eines einzigen Jahres ist angesichts der Entwicklung der Einkommensungleichheit in Deutschland in den letzten Jahrzehnten außergewöhnlich und schwer nachvollzieh- bzw. erklärbar; dies gilt insbesondere angesichts der positiven Arbeitsmarktentwicklungen am Ende der hier dargestellten Periode.

Die SOEP-Daten weisen für den Zeitraum 2005 bis 2006 eine leicht steigende Armut auf (von knapp unter auf etwas über 14%); diese Werte liegen um rund zwei Prozentpunkte über jenen von EU-SILC. Gemäß SOEP ist diese Entwicklung bis zum Jahr 2007 wieder rückläufig, die Armutsrisikoquote sinkt erstmals seit Jahren (auf 13.6%). Innerhalb des gleichen 3-Jahreszeitraums steigt der Gini-Koeffizient erst von 28% auf über 29%, um dann wiederum leicht auf knapp unter 29% zu sinken.³¹ Insgesamt ist die Ungleichheit gemäß den Daten des SOEP 2005 und 2006 deutlich höher als in EU-SILC: in der Regel liegt der Unterschied bei 8% bis 18%. 2007 findet jedoch, wie auch bei den mittleren Einkommen, hier eine Umkehr statt: alle Ungleichheitsmaße gemäß EU-SILC (mit Ausnahme des HSCV) liegen nun deutlich über den jeweiligen Vergleichswerte im SOEP.

³¹ Aufgrund der oben genannten Verbesserungen der Datenaufbereitung im SOEP (bei der Einkommensimputation und der Hochrechnung) liegen diese Armutsrisikoquoten niedriger als die bisher ausgewiesenen Werte von 16.7% für 2005, 18.0% für 2006 und 16.5% für 2007 (vgl. Frick & Grabka 2008: 564). Auch fallen die auf Basis der Daten früherer SOEP-Versionen berechneten Gini-Koeffizienten etwas höher aus als hier dargestellt: diese betragen .306 für 2005, .323 für 2006 und .319 für 2007 (a.a.O.: 563f). Die umfassende Revision der Imputation und Hochrechnung im SOEP im Rahmen der Datenweitergabe ab 2009 bewirkt somit Niveau-Effekte sowohl bei der Messung von Armut als auch der Ungleichheit, gleichwohl zeigen sich bezüglich der intertemporalen Entwicklung im Zeitraum 2005 bis 2007 die exakt gleichen Trends wie bisher berichtet.

Tabelle 2: Einkommensungleichheit in EU-SILC und SOEP, Querschnittpopulationen 2005-2007

2005												
	SOEP ohne IR			SOEP mit IR			EU-SILC			SOEP (ohne IR) in % von EU-SILC		
	Gesamt	West	Ost	Gesamt	West	Ost	Gesamt	West	Ost	Gesamt	West	Ost
FGT(0)	0.139	0.125	0.194	0.138	0.120	0.205	0.121	0.110	0.159	114.2	112.9	121.5
FGT(1)	0.032	0.029	0.043	0.032	0.028	0.048	0.029	0.027	0.035	110.0	106.8	122.1
FGT(2)	0.012	0.011	0.016	0.012	0.011	0.018	0.012	0.011	0.013	103.1	98.3	120.5
Gini	0.280	0.283	0.250	0.280	0.282	0.249	0.259	0.259	0.246	108.4	109.3	101.3
MLD	0.137	0.140	0.107	0.136	0.138	0.107	0.119	0.119	0.114	114.5	117.9	93.2
HSCV	0.967	1.094	0.152	0.893	1.003	0.147	0.250	0.212	0.404	387.2	515.0	37.6
S80/S20	4.121	4.155	3.540	4.131	4.159	3.521	3.718	3.732	3.468	110.8	111.3	102.1
n	25,520	19,092	6,428	25,520	19,092	6,428	31,233	24,797	6,436	81.7	77.0	99.9
N in Mio.	81.6	64.8	16.8	81.6	64.8	16.8	81.5	62.9	18.5	100.1	103.0	90.8
2006												
FGT(0)	0.143	0.128	0.201	0.142	0.127	0.198	0.124	0.114	0.152	115.8	112.1	131.8
FGT(1)	0.035	0.032	0.047	0.036	0.032	0.050	0.033	0.030	0.039	107.2	104.7	119.1
FGT(2)	0.013	0.013	0.016	0.014	0.013	0.018	0.015	0.014	0.017	89.0	87.4	96.6
Gini	0.292	0.297	0.255	0.292	0.296	0.251	0.261	0.264	0.237	112.2	112.1	107.3
MLD	0.148	0.153	0.109	0.147	0.152	0.108	0.127	0.130	0.109	116.7	117.8	100.8
HSCV	0.503	0.556	0.140	0.473	0.519	0.135	0.207	0.211	0.180	242.3	263.5	78.0
S80/S20	4.359	4.422	3.647	4.362	4.436	3.629	3.800	3.863	3.417	114.7	114.5	106.7
n	27,321	20,536	6,785	27,321	20,536	6,785	31,639	24,843	6,796	86.4	82.7	99.8
N in Mio.	81.6	64.6	17.0	81.6	64.6	17.0	81.2	61.1	20.2	100.5	105.7	84.2
2007												
FGT(0)	0.136	0.124	0.181	0.135	0.122	0.186	0.149	-	-	91.3	-	-
FGT(1)	0.033	0.030	0.044	0.033	0.030	0.045	0.041	-	-	79.0	-	-
FGT(2)	0.013	0.012	0.016	0.012	0.011	0.017	0.019	-	-	67.6	-	-
Gini	0.288	0.293	0.247	0.288	0.293	0.246	0.295	-	-	97.6	-	-
MLD	0.143	0.148	0.105	0.142	0.147	0.104	0.158	-	-	90.5	-	-
HSCV	0.291	0.312	0.125	0.281	0.299	0.122	0.255	-	-	114.2	-	-
S80/S20	4.255	4.341	3.495	4.269	4.341	3.528	4.517	-	-	94.2	-	-
n	25,385	19,007	6,378	25,385	19,007	6,378	31,514	-	-	80.6	-	-
N in Mio.	81.5	64.8	16.7	81.5	64.8	16.7	80.9	-	-	100.7	-	-

Hinweise zur Berechnung der Ungleichheit der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000. IR = Imputed Rent.

Quelle: EU-SILC 2005-2007 (Version August 2009) und SOEP 2005-2007 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Angesichts der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung und dem Höchststand der rezessionsbedingten Arbeitslosigkeit im Jahr 2005 sowie den Veränderungen der Transferlandschaft in Deutschland (insb. die Einführung von AIG II) erscheinen die hier vorgelegten SOEP-Resultate plausibel.³² Da sich die Einkommensmessungen eines gegebenen Jahres immer auf die Einkommen des Vorjahres beziehen, so ist für 2006 in der Tat eher eine Erhöhung der Ungleichheit

³² Die Rezession im Jahr 2005 führte zu einem weiteren Anstieg der Arbeitslosigkeit. Zum Zusammenhang von Arbeitslosigkeit und Armut siehe Frick & Grabka (2008): Je höher der Anteil der in Arbeitslosigkeit zugebrachten potentiellen Erwerbszeit ist, desto höher ist die Armutsrisikoquote, u.a. aufgrund der Absenkung des Transferrniveaus für Arbeitslosenhilfeempfänger im Rahmen der Einführung von AIG II.

zu erwarten und 2007, mit der Erholung der Wirtschaft und insbesondere dem Aufschwung am Arbeitsmarkt, wieder eine Abnahme von Ungleichheit und Armutsrisiko. Dies erklärt, warum sich auf Basis des SOEP 2005 und 2006 eine deutlich höhere, 2007 jedoch eine geringere Ungleichheit ergibt als dies gemäß EU-SILC der Fall ist.

Eine technische Ursache für die niedrigen Armutsquoten gemäß EU-SILC für 2005 und 2006 liegt in unplausiblen Hochrechnungsergebnissen für die regionale Abgrenzung von West- und Ostdeutschland. Gemessen am Mikrozensus, der sowohl für das SOEP wie auch EU-SILC den Hochrechnungsrahmen liefert, überschätzt EU-SILC die Zahl derjenigen Personen, die in den neuen Bundesländern leben, im Jahre 2005 um rund zwei Millionen, 2006 sogar um fast vier Millionen Menschen (dies entspricht über 20% der gemäß Mikrozensus dort lebenden Bevölkerung).³³ Die zu starke Gewichtung der (tendenziell niedrigeren) Einkommen in den neuen Bundesländern führt *ceteris paribus* zu einer niedrigeren gesamtdeutschen Armutschwelle (60% des nationalen Medianeinkommens). Somit „rutschen“ Personen, deren Einkommen nun über der hochrechnungsbedingt etwas zu niedrigen Grenze liegt, aus dem Niedrigeinkommensbereich heraus. Dies äußert sich auch in der deutlich niedrigeren Armutsquote in den neuen Bundesländern in EU-SILC (16% in 2005 bzw. 15% in 2006) gegenüber dem SOEP (19% in 2005 bzw. 21% in 2006).

Ein weiteres Problem wird bei genauerer Untersuchung der verschiedenen Hochrechnungs- und Gewichtungsfaktoren von EU-SILC sichtbar. Aufgrund als unplausibel eingeschätzter Ergebnisse, die sich bei Verwendung der Standardgewichtungsfaktoren für die Bildungsstruktur in Deutschland ergaben, erfolgte ab dem Jahr 2006 eine Revision des Hochrechnungsverfahrens, in dem weitere Restriktionen bei der Hochrechnung berücksichtigt wurden.³⁴ Seitdem wird für den integrierten Haushalts- und Personen-Hochrechnungsfaktor für die Gesamtbevölkerung inklusive der Kinder ein anderes Konzept angewandt als für die Befragungspersonen über 16 Jahre. Während der erstgenannte Faktor für Untersuchungen verwendet wird, die die Gesamtbevölkerung betreffen, wie z.B. die Verteilungs- und Armutsanalysen in diesem Papier, ist der zweitgenannte Faktor für Analysen nützlich, die nur die erwachsene Bevölkerung betreffen, wie z.B. Bildungs- oder Erwerbstätigkeitsanalysen. Die beiden Hochrechnungsfaktoren weisen jedoch im Befragungsjahr 2006, obwohl sie für die erwachsene Bevölkerung idealerweise identisch sein müssten, lediglich einen Korrelationskoeffizient von

³³ Ein Grund dafür ist, dass bei der Erstellung des für Armutsanalysen anzuwendenden Personenhochrechnungsfaktors das Merkmal Bundesland nicht einbezogen wurde (siehe Horneffer & Kuchler 2008).

³⁴ Details zu der neuen Hochrechnungsmethode und den Kalibrierungsmerkmalen der einzelnen Faktoren finden sich in Horneffer & Kuchler (2008).

0.31 auf.³⁵ Erwartungsgemäß ergeben sich gravierende Unterschiede in der Bildungsstruktur. Hauser (2007) stellt mit 1,9% eine Unterrepräsentation der einfachsten Bildungskategorie (ISCED 1) in EU-SILC (2005) beim Vergleich mit dem Mikrozensus (3,2%) fest. Hingegen ist die zweithöchste Bildungskategorie (ISCED 5) mit knapp 31,6% um 12 Prozentpunkte zu stark repräsentiert. Hauser vermutet daher einen starken Einfluss dieser Verzerrungen auf die Lachen-Indikatoren. Das SOEP weist im Vergleich mit dem Mikrozensus mit 23,8% für ISCED 5 ebenfalls eine leichte Überrepräsentation auf; gleiches gilt auch für die niedrigste Bildungskategorie mit 4,4%.

In Nolan et al. (2009), mit Referenz zu einer Untersuchung im Auftrag der OECD (Causa et al. 2009) zur intergenerationalen sozialen Mobilität (IGM) in Europa³⁶, wird wiederholt die Datenqualität von EU-SILC problematisiert. Deutschland wurde für die Analysen der OECD aufgrund der Bedenklichkeit der Validität der Bildungsvariablen komplett aus der Analyse ausgeschlossen. Causa et al. (2009) begründen dies wie folgt: „Germany is not included in either because inspection of the dataset revealed a sizeable discrepancy between EU-SILC data on educational attainment by cohort and official statistics of the population’s educational attainment, as reported in the OECD Education at a Glance database, as well as in the German socio-economic panel. While there are a number of reasons to expect discrepancies across different sources, their size in the case of the EU-SILC database was considered to be too high for it to be reliable enough for statistical inference purposes.”

In Frage gestellt werden die deutschen EU-SILC-Daten in diesem Zusammenhang auch von Helbig & Nikolai (2008), die auf eine Studie der Europäischen Kommission aufmerksam machen, nach der Deutschland das gerechteste Schulsystem aller OECD-Länder besitzen soll³⁷ – dies steht im krassen Gegensatz zu anderen einschlägigen Untersuchungen insbesondere auf Basis der PISA-Daten (vgl. z.B. Baumert & Schümer 2001).

Bei der Erstellung des EU-SILC-Hochrechnungsfaktors für Personen über 16 Jahre wird (folgerichtig) seit 2006 das Merkmal Bildungsabschluss berücksichtigt. Damit ergibt sich seitdem eine erheblich plausiblere Verteilung der Bildungskategorien als bei Verwendung des Standard-Hochrechnungsfaktors für die Gesamtbevölkerung. Im Folgenden soll untersucht werden, welchen Einfluss die Verwendung der beiden Hochrechnungsfaktoren auf den Ein-

³⁵ In den meisten anderen EU-SILC-Ländern liegt die Korrelation bei 1, einzig Irland und Polen weichen geringfügig davon ab (0.95 bzw. 0.85).

³⁶ Diese Analysen basieren auf einem Schwerpunktmodul in EU-SILC (2005) mit dem Ziel, den Einfluss des sozialen Status und der Bildung der Eltern auf die soziale Situation der Kinder zu untersuchen.

³⁷ Insbesondere wird kritisiert, dass sich die Befragungsgruppe in Deutschland nicht mit denjenigen der anderen Länder vergleichen lässt, was auf methodische Mängel bei der Erhebung hindeutet. Vergleiche dazu insbesondere auch die Ausführungen in Müller (2008).

kommensmittelwert, Median und die Ungleichheitsmaße hat. Dabei wird nur das Jahr 2007 betrachtet (vgl. Tabelle 3). HRF 1 bezeichnet hierbei die Verwendung des üblichen Personenhochrechnungsfaktors für die Gesamtbevölkerung, während HRF 2 für diese Sensitivitätsanalyse konstruiert wurde: für alle Personen über 16 Jahre ist dies der für die erwachsene Bevölkerung zusätzlich vorhandene Hochrechnungsfaktor, während allen anderen Personen weiterhin der erste Hochrechnungsfaktor zugewiesen wird (dies betrifft faktisch nur Kinder, die noch nicht das Befragungsalter erreicht haben).

Tabelle 3: Einfluss verschiedener Hochrechnungsfaktoren auf Einkommen und Ungleichheit

	EU-SILC 2007	
	HRF 1	HRF 2
Durchschnittliches Äquivalenzeinkommen	18,549	17,923
Median-Äquivalenzeinkommen	16,160	15,799
Armutsschwelle	9,696	9,480
FGT(0)	0.149	0.141
FGT(1)	0.041	0.039
FGT(2)	0.019	0.018
Gini	0.295	0.283
N in Mio.	80.9	80.9

Hinweise zur Berechnung der Äquivalenzeinkommen und Einkommensungleichheit: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000.

Quelle: EU-SILC 2007 (Version August 2009). Eigene Berechnungen.

Da HRF 2 wie intendiert die Bildungsstruktur Deutschlands realistischer nachbildet (also die Hochgebildeten niedriger gewichtet als dies bei Verwendung von HRF 1 der Fall ist), sinkt das durchschnittliche Einkommen bei Verwendung von HRF 2 – erwartungsgemäß – um über 600€. Gleichzeitig sinkt auch das Medianeinkommen und damit die Einkommensschwelle für die Berechnung der relativen Armut. Ob Ungleichheit und Armut in der Bevölkerung bei Verwendung von HRF 2 steigen oder fallen, hängt davon ab, welcher der beiden folgenden Effekte überwiegt: Einerseits werden die (im Allgemeinen niedrigeren) Einkommen der Niedrigqualifizierten höher gewichtet, durch die Senkung der Armutsschwelle „rutschen“ andererseits jedoch einige Haushalte *ceteris paribus* aus der relativen Armutsgefährdung. Im vorliegenden Falle überwiegt offensichtlich der zweite Effekt. Bei Verwendung des um die Bildungsverteilungsverzerrung „korrigierten“ Hochrechnungsfaktors HRF 2 sinken sowohl Armut als auch Ungleichheit (der Gini-Koeffizient sogar um über einen Prozentpunkt).

M. a. W., die Nutzung des Standard-Hochrechnungsfaktors (HRF 1) stellt die Einkommenssituation der Bevölkerung in erheblicher anderer Weise dar, als dies bei einem um Bil-

derungseffekte verbesserten Hochrechnungskonzept der Fall ist.³⁸ Offensichtlich können derartige Revisionen in „lebenden“ Studien immer wieder einmal nötig sein. Auch die im Rahmen der Datenweitergabe 2009 revidierte Hochrechnung des SOEP übt, insbesondere im Zusammenhang mit der verbesserten Einkommensimputation, einen eigenständigen Einfluss auf die Verteilungsergebnisse aus (vgl. Fußnote 29). Dabei wurde jedoch diese Verbesserung im SOEP – im Gegensatz zur Vorgehensweise bei EU-SILC – nicht nur für das letzte (und zukünftige) Erhebungsjahre vorgenommen, sondern auch rückwirkend für alle Jahre. Dadurch sind beim SOEP konsistente Zeitreihen garantiert.

3.3 Höhe und Entwicklung der mittleren Einkommen 2005 bis 2006 auf Basis von Längsschnittdaten

Bei der Untersuchung der Einkommen auf Basis der über zwei aufeinander folgende Jahre (Wellen) gebildeten Längsschnittpopulation sollte der Unterschied zu den Ergebnissen der Querschnittpopulation nicht gravierend sein. Zwar stellen die in einem derartigen „balancierten Panel“ aufgrund demographischer Ereignisse (Tod, Geburt, Immigration, Emigration) nicht berücksichtigten Personen eine gewisse Selektion dar, gleichwohl betrifft dies aber nur wenige Menschen innerhalb dieser kurzen Zeitspanne. Eine möglichst repräsentative Erfassung der Einkommen und Bevölkerung in einer derartigen Längsschnittpopulation ist zentral für die darauf basierenden Mobilitätsanalysen (unter anderem zur Definition der Laeken-Indikatoren zur Armuts- und Einkommensmobilität). Im Prinzip ist zu erwarten, dass die Panelmortalität, also das Ausscheiden von Respondenten aus der Stichprobe beim Übergang von Welle t auf Welle $t+1$ entsteht, eher gering ausfällt. Da bei EU-SILC auf Grund des Rotationsdesigns jedoch methodisch bedingt in jeder Welle ein Viertel der Stichprobe durch neue Befragungspersonen ersetzt wird, bleibt zu untersuchen, welchen Einfluss dieses Vorgehen auf die Konsistenz der Ergebnisse hat.

Für die Längsschnittpopulation liefert EU-SILC für Deutschland aus Datenschutzgründen keine Möglichkeit der regionalen Differenzierung (z.B. Ost/West). Aus diesem Grund

³⁸ In diesem Zusammenhang sei auch auf Ergebnisse laufender Untersuchungen verschiedener Autoren im EU-geförderten Projekt EQUALSOC (2009) zur Ausgestaltung der Bildungsvariablen in EU-SILC verwiesen (<http://www.equalsoc.org/2>). Diese finden ernste Probleme bei der Erhebung dieser Variable, die mit der einstelligen ISCED-97-Klassifizierung als zu grob gegliedert angesehen wird. Besonders die ISCED-Kategorie 3 weise eine hohe Heterogenität auf, vor allem bezüglich der Messung von Aufstiegschancen am Arbeitsmarkt. Insgesamt erhöhe diese krude Variable das Risiko problematischer Interpretationen bei Bildungsanalysen. Zudem seien die Bildungsabschlüsse und ihre Aufteilung auf ISCED in den EU-SILC-Ländern nicht einheitlich definiert und führten zu Vergleichbarkeitsproblemen. Darauf aufbauend ist anzunehmen, dass nicht nur das Außenvorlassen der Bildungsvariablen bei der Erstellung der Hochrechnungsfaktoren problematisch für derartige Untersuchungen ist, sondern dass selbst der Einbezug nicht ausreichend differenzierter Information zu Verzerrungen (jedoch in etwas geringerem Maße) führen kann.

findet ein Vergleich hier nur auf gesamtdeutscher Ebene statt. Festzuhalten ist in einem ersten Schritt, dass das äquivalenzgewichtete Einkommen der Längsschnittpopulation bei EU-SILC (ca. 18.700€ in 2005, 18.500€ in 2006) geringfügig höher ausfällt als in der entsprechend abgegrenzten Population im SOEP (18.000€ bis 18.100€) (vgl. Tabelle 4). Bemerkenswerterweise ist hier jedoch der oben auf Basis der Querschnittsdaten von EU-SILC beschriebene starke Einkommensrückgang von 2005 auf 2006 hier nicht zu beobachten.

Das durchschnittliche Einkommen derjenigen Personen, die in zwei aufeinander folgenden Wellen befragt wurden (balanciertes Zwei-Jahres-Panel), steigt in EU-SILC gegenüber der auf Querschnittsdatenbasis erhobenen Information deutlich um 1.500-2.500€ an, was ggf. auf eine Selektion der entweder durch Panelmortalität (im allgemeinen selbst bestimmt) oder aufgrund von Stichprobenrotation (Surveydesign bedingt) wegfallenden Stichprobenmitglieder hinweist. Im Gegensatz dazu ist der Unterschied der Einkommensmessungen im SOEP in der Quer- bzw. Längsschnittpopulation mit lediglich ca. 100€ vergleichsweise marginal, was in einem ersten Schritt auf eine geringere Selektivität der beim Übergang vom Quer- zum Längsschnitt „wegfallenden“ Population schließen lässt.

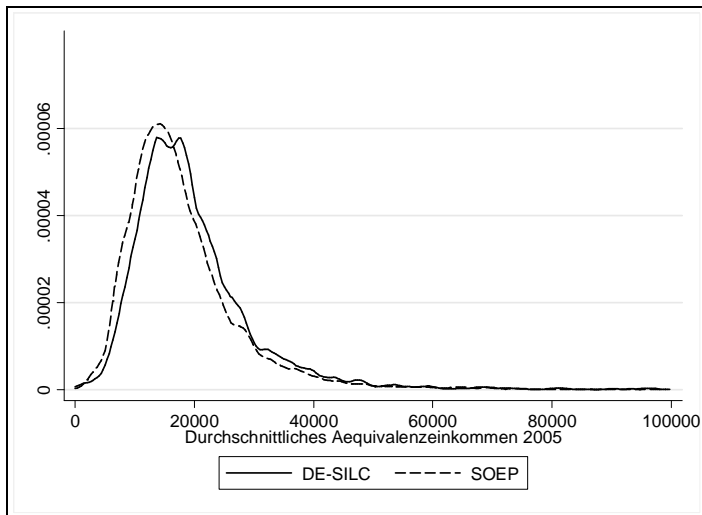
Tabelle 4: Äquivalenzeinkommen in EU-SILC und SOEP, Längsschnittpopulation 2005/2006 (in Euro)

	SOEP		EU-SILC	SOEP (ohne IR) in % von EU-SILC
	ohne IR	mit IR	ohne IR	Gesamt
Mittelwert 2005	18,109	19,046	18,740	96.6
Mittelwert 2006	18,001	18,945	18,512	97.2
Median 2005	15,840	16,619	16,564	95.6
Median 2006	15,542	16,379	16,167	96.1
N 2005 in Mio.	79.2		80.1	98.9
N 2006 in Mio.	79.2		79.9	99.1

Hinweise zur Berechnung der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000. IR = Imputed Rent.

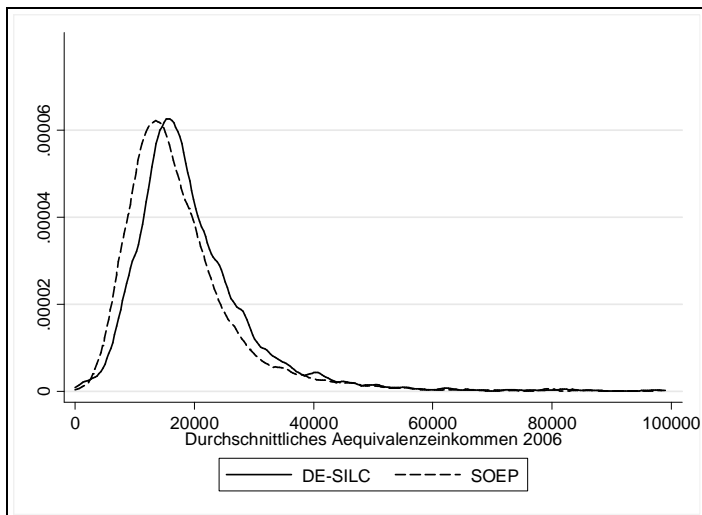
Quelle: EU-SILC 2005-2006 (Version August 2009) und SOEP 2005-2006 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Abbildung 4: Kerndichtfunktion der Äquivalenzeinkommen 2005, Längsschnittpopulation 2005/2006



Quelle: EU-SILC 2005-2006 (Version August 2009) und SOEP 2005-2006 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Abbildung 5: Kerndichtfunktion der Äquivalenzeinkommen 2006, Längsschnittpopulation 2005/2006



Quelle: EU-SILC 2005-2006 (Version August 2009) und SOEP 2005-2006 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Angesichts des Interesses an Analysen zur Ungleichheit ist neben derartigen Mittelwertvergleichen insbesondere der Vergleich der Verteilungen des Einkommens in den Längsschnittpopulationen interessant. Diese Vergleiche werden hier mittels Kerndichteschätzungen durchgeführt. Die entsprechende Kurve der EU-SILC-Verteilung liegt in beiden Jahren deutlich rechts der SOEP-Verteilung (vgl. Abbildung 4 und Abbildung 5). Das Problem einer unzureichenden Abbildung des unteren Einkommensrandes verstärkt sich bei Längsschnittpopulationen prinzipiell aufgrund des balancierten Paneldesigns, d.h., es werden nur solche Personen in der Analyse berücksichtigt, die sowohl 2005 als auch 2006 an der Befragung teilgenommen haben. Damit fallen sowohl nach der ersten Welle Neugeborene als auch die vor der zweiten Befragung bereits Verstorbenen aus der Untersuchungspopulation heraus. Außerdem können Immigranten und Emigranten in diesem Zeitraum nicht betrachtet werden. Diese Bevölkerungsgrup-

pen sind tendenziell eher von Armut oder Niedrigeinkommen betroffen, aber im Längsschnitt in geringerem Maße vertreten. Hinzu kommt das hohe Risiko einer Selbstselektion der EU-SILC-Population in der zugrunde liegenden Quotenstichprobe: Personen mit geringem Bildungsniveau und somit einem *ceteris paribus* geringeren Einkommen weisen häufig eine eher geringere Teilnahmewahrscheinlichkeit in der ersten Welle derartiger Längsschnittbefragungen sowie eine überhöhte Ausfallwahrscheinlichkeit ab der zweiten Welle eines Panels auf (siehe z.B. Watson & Wooden 2009).

Ein weiterer Grund für die zu geringe Repräsentation niedriger Einkommen liegt in der postalischen Befragung mit einem rein deutschsprachigen Erhebungsinstrument ohne Interviewereinsatz. Verständnisprobleme – insbesondere bei Personen mit eingeschränkten Deutschkenntnissen – sowie ggf. komplexe Fragestellungen rund um den Einkommens- und Transferbezug erhöhen die Gefahr von Messfehlern und führen oft insbesondere im unteren Einkommenssegment zu nachlassender Motivation, der Erhebung (weiter) zur Verfügung zu stehen. Diese Selektivität sollte jedoch mittels Schätzung der individuellen Ausfallwahrscheinlichkeit und dem sich daraus ergebenden Längsschnitthochrechnungsfaktor weitestgehend ausgeglichen werden können (dies ist Standardvorgehen bei der Ableitung der Längsschnittgewichte im SOEP, siehe Kroh & Spieß 2008). In EU-SILC wird die Korrektur über Auswahlwahrscheinlichkeiten unserer Kenntnis nach (bisher noch) nicht durchgeführt.

3.4 Entwicklung der Einkommensungleichheit 2005 bis 2006 auf Basis von Längsschnittdaten

Die bisher gefundenen Unterschiede in den Ergebnissen der Ungleichheitsanalysen zwischen SOEP und EU-SILC bleiben im Großen und Ganzen erhalten, wenn man die gleiche Untersuchung wiederum auf Basis der Längsschnittpopulation durchführt (vgl. Tabelle 5). Das SOEP weist mit 13% bis 14% eine etwas höhere Armutsquote aus als EU-SILC (12%). Auch die Entwicklung von 2005 auf 2006 geht tendenziell in dieselbe Richtung wie bei der reinen Querschnittsanalyse: die Armut steigt gemäß SOEP minimal an, gemäß der EU-SILC-Daten sinkt sie kaum merklich. Auch der Gini-Koeffizient liegt im SOEP um etwa 1 Prozentpunkt über demjenigen in EU-SILC.

Tabelle 5: Einkommensungleichheit in EU-SILC und SOEP, Längsschnittpopulation 2005/2006

2005				
	SOEP	SOEP inkl. IR	EU-SILC	SOEP (ohne IR) in % von EU-SILC
FGT(0)	0.136	0.134	0.123	110.6
FGT(1)	0.032	0.032	0.029	113.2
FGT(2)	0.012	0.012	0.011	107.9
Gini	0.281	0.280	0.271	103.7
MLD	0.137	0.136	0.127	108.0
HSCV	1.004	0.927	0.220	456.3
S80/S20	4.128	4.129	3.889	106.2
n	23,084		22,372	103.2
N in Mio.	79.2		80.1	98.9
2006				
FGT(0)	0.139	0.137	0.122	113.3
FGT(1)	0.034	0.034	0.031	109.1
FGT(2)	0.013	0.013	0.013	96.2
Gini	0.292	0.291	0.275	106.1
MLD	0.148	0.146	0.138	107.2
HSCV	0.529	0.496	0.279	189.8
S80/S20	4.328	4.319	3.994	108.4
n	23,084		22,309	103.5
N in Mio.	79.2		79.9	99.1

Hinweise zur Berechnung der Ungleichheit der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000. IR = Imputed Rent.

Quelle: EU-SILC 2005-2006 (Version August 2009) und SOEP 2005-2006 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Interessant ist wiederum der Vergleich der Verteilungsergebnisse 2005 und 2006 in den Quer- und Längsschnittpopulationen innerhalb der beiden Datenbasen. Die SOEP-Daten weisen erwartungsgemäß aufgrund der leichten Unterrepräsentation des unteren Einkommensrandes in Längsschnittpopulationen eine geringfügig niedrigere Ungleichheit aus. Auf Basis der EU-SILC-Daten hingegen ergibt sich für Deutschland 2005 überraschenderweise für die Längsschnittpopulation eine etwas höhere Armutsquote (FGT(0)) als für die Querschnittpopulation. Im Jahr 2006 wiederum ist das Ergebnis umgekehrt. Gleichzeitig weist EU-SILC jedoch für den Längsschnitt eine höhere Ungleichheit (Gini, MLD, HSCV) als für den Querschnitt aus.

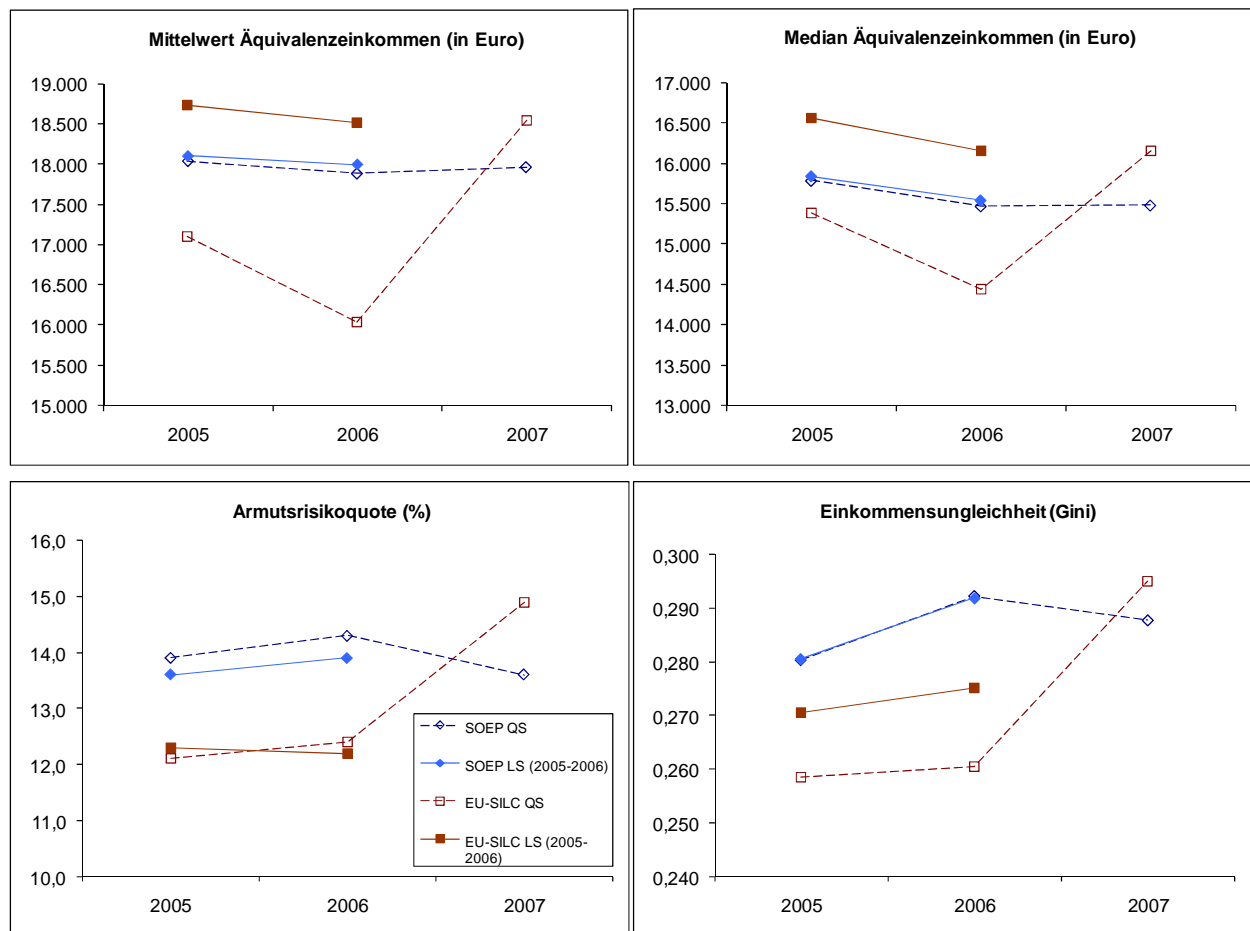
3.5 Zwischenfazit

Die bisherigen Befunde zusammenfassend stellt Abbildung 6 die Ergebnisse der Verteilungsanalyse für beide Surveys vergleichend in Quer- und Längsschnittperspektive dar.

Dabei sind die SOEP-Ergebnisse (Mittelwert, Median, Armutsrisikoquote, Gini-Koeffizient) zum einen für die Quer- und Längsschnittpopulationen sehr konsistent und zum zweiten zeigt die zeitliche Entwicklung von 2005 bis 2007, in Übereinstimmung mit der Entwicklung anderer

relevanter ökonomischen Größen in dieser Periode (z.B. Arbeitslosigkeit), am aktuellen Rand (d.h., im Erhebungsjahr 2007 mit Einkommensdaten für 2006) eine erwartet leichte Abnahme von Ungleichheit und Armut. Die entsprechenden Ergebnisse für EU-SILC weichen in offensichtlicher Art und Weise davon ab: sowohl die längsschnittlich berechneten mittleren Einkommen als auch die Ungleichheitswerte liegen deutlich über den entsprechenden Querschnittswerten, zudem ist die Entwicklung bis 2007 von starken Schwankungen geprägt.

Abbildung 6: Zentrale Ergebnisse zur Verteilungsanalyse auf Basis von EU-SILC und SOEP in Quer- und Längsschnittperspektive, 2005-2007



Hinweise zur Berechnung der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000.

Quelle: EU-SILC 2005-2007 (Version August 2009) und SOEP 2005-2007 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Vor dem Hintergrund dieser inkonsistenten Verteilungsergebnisse auf Basis der Quer- bzw. Längsschnittpopulationen innerhalb von EU-SILC werden nun anhand der identisch definierten Paneldaten (über zwei aufeinander folgende Wellen) Analysen zur Einkommens- und Armutsmobilität durchgeführt. Dabei geht es also nicht mehr um den Vergleich der Verteilung

in zwei auf einander folgenden Zeitpunkten, sondern um die individuelle Dynamik der Einkommen im Untersuchungszeitraum.

3.6 Einkommens- und Armutsmobilität

Um ein möglichst robustes Bild der Einkommens- und Armutsmobilität zu erhalten, werden im Folgenden verschiedene Mobilitätsmaße berechnet.³⁹ Diese Strategie ist zur Ableitung stabiler Befunde hilfreich, da aufgrund des Stichprobendesigns (Quotenstichprobe) von EU-SILC Stichprobenfehler bzw. Konfidenzbänder nicht ermittelbar sind.

Tabelle 6: Einkommensmobilität in EU-SILC und SOEP, 2005/2006

	SOEP	EU-SILC	SOEP in % von EU-SILC
Shorrocks Mobilitätsindex (1978), basierend auf Gini	0.032	0.058	54.0
Fields & Ok (1996)			
. Pro-Kopf-Mobilität (in Euro)	3449	4859	71.0
. Prozentuale Mobilität	19.16	26.240	73.0
Fields (2000)	0.050	0.067	74.6
Shorrocks Equalisation Measure (1978)	0.088	0.160	55.0
Fields & Ok (1999), non-directional	0.193	0.253	76.3
Quintilsmatrixmobilität			
. Average Jump	0.461	0.664	69.4
. Normalised Average Jump	0.184	0.266	69.2
N	23,084	22,288	103.6
N in Mio.	79.2	79.8	99.2

Hinweise zur Berechnung der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000.

Quelle: EU-SILC 2005-2006 (Version August 2009) und SOEP 2005-2006 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Ohne im Detail auf einzelne Ergebnisse oder Interpretationen dieser Maße einzugehen, sei auf das prägnante Gesamtergebnis des Vergleichs verwiesen: Auf Basis der SOEP-Daten zeigt sich im Zeitraum 2005 bis 2006 durchweg für alle eingesetzten Indikatoren eine um 20% bis 45% niedrigere Einkommensmobilität als dies bei EU-SILC der Fall ist (vgl. Tabelle 6). In Folge der unterschiedlich hohen durchschnittlichen Einkommen ergibt sich beim Maß von Fields und Ok (1996) für EU-SILC sogar eine um 1.400€ höhere durchschnittliche Pro-Kopf-Einkommensmobilität als für das SOEP. Die Untersuchung der Matrixmobilität auf Basis von Einkommensquintilen ergibt im Durchschnitt eine normierte Sprungweite bei EU-SILC von 0,27 Quintilen, beim SOEP hingegen nur 0,18.

³⁹ Für die Mobilitätsanalysen werden nur Personen berücksichtigt, die in beiden Jahren über ein äquivalenzgewichtetes Haushaltsnettoeinkommen größer Null verfügten.

Auch die Armutsmobilität fällt bei EU-SILC höher als im SOEP (vgl. Tabelle 7). Das SOEP weist einen um über zwei Prozentpunkte höheren Anteil von Personen aus, die sowohl 2005 als auch 2006 arm sind. Der Anteil der Personen, die nur in einem der beiden Jahre über ein Einkommen unterhalb der Armutsschwelle verfügen (und bei denen somit Armutsmobilität vorliegt), beträgt im SOEP 9,3%, hingegen bei EU-SILC 11%. Der Anteil derjenigen Personen, die in beiden Jahren nicht arm sind, liegt im SOEP mit knapp 82% geringfügig unter demjenigen in EU-SILC. Dieses Ergebnis spiegelt sich folgerichtig auch in den höheren Armutsrisikquoten im SOEP wider.

Tabelle 7: Armutsmobilität in EU-SILC und SOEP, 2005/2006

	SOEP			SOEP inkl. IR			EU-SILC	SOEP (ohne IR) in % von EU-SILC
	Total	West	Ost	Total	West	Ost	Total	
Nicht arm in beiden Jahren (%)	81.6	83.4	74.6	81.7	83.7	74.1	82.2	99.2
Arm in 2006 (%)	4.8	4.4	6.6	5.0	4.7	6.0	5.5	87.2
Arm in 2005 (%)	4.5	4.0	6.4	4.6	4.0	6.9	5.6	81.1
Arm in beiden Jahren (%)	9.0	8.1	12.5	8.8	7.7	13.0	6.7	135.7
Summe	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
n	23,084	17,217	5,867	23,084	17,217	5,867	22,288	103.6
N in Mio.	79.2	62.7	16.5	79.2	62.7	16.5	79.8	99.2

Hinweise zur Berechnung der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000. IR = Imputed Rent.

Quelle: EU-SILC 2005-2006 (Version August 2009) und SOEP 2005-2006 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Eine wichtige Ursache für die auf Basis der EU-SILC-Daten gemessene höhere Mobilität kann in der bereits oben festgestellten Veränderung der Untersuchungspopulation beim Übergang von der Querschnitts- zur Längsschnittpopulation liegen. Neben dem Anteil der Stichprobe, der demographisch (durch Tod oder Emigration) bzw. im Rahmen von Verweigerung aus dem Sample scheidet, tauscht EU-SILC in jeder Welle 25% der Stichprobe im Rahmen des Rotationsprinzips aus. Für Deutschland stellt sich hier zusätzlich das Phänomen, dass von 2005 auf 2006 ein Viertel der Quotenstichprobe, die als eher selektiv in Bezug auf das Einkommen einzuschätzen ist, aus der Befragung ausschied. Unter der Annahme, dass dieser Personenkreis tendenziell eher in der Mitte der Einkommensverteilung angesiedelt war, kann es zu einer artifiziell höheren Mobilität der verbliebenen Population kommen. Leider kann dieser

Aspekt mit den vorliegenden EU-SILC Daten nicht geprüft werden, da die Quer- und Längsschnittdaten nicht miteinander verknüpft werden können.

Zusätzlich kann sich der Interviewmodus in der EU-SILC-Befragung in Deutschland, der mit einem hohen Anteil von über 20% an Proxyinterviews einhergeht, auf die Ergebnisse der Mobilität auswirken. Es kann davon ausgegangen werden, dass der Informationsstand der über Dritte Auskunft gebenden Personen nicht nur oft unvollständig ist, sondern auch, dass im Falle des erfolgreichen Interviews einer Person, für die im Vorjahr ein Proxyinterview geführt wurde, beim Vergleich der Proxyangaben aus dem Jahr $t-1$ und den Eigenangaben aus dem Jahr t eine künstlich zu hoch gemessene Mobilität entsteht – selbst bei Konstanz der wahren zugrunde liegenden Werte. Der Anteil der aufgrund von „partial unit-non-response“ fehlenden Einkommensangaben im SOEP ist mit zuletzt rund 6% der Personen im Befragungsalter zwar ebenfalls zu problematisieren, aber dieser Wert ist immer noch deutlich niedriger als die 20% Proxy-Interviews in EU-SILC. Vor allem aber erfolgt die Imputation dieser fehlenden Angaben im SOEP in konsistenter Weise für alle fehlenden Einkommenswerte, gegebenenfalls auch unter Berücksichtigung von Längsschnittinformationen derselben Person aus früheren oder späteren Wellen. Zudem ist die SOEP-Imputationsmethodik dokumentiert (vgl. Frick, Grabka und Groh-Samberg 2009), während über das erwartbar differentielle Antwortverhalten jener Haushaltsmitglieder in EU-SILC, die Proxyangaben machen, wenig oder gar nichts bekannt ist.

Tabelle 8 zeigt Ergebnisse der Messung der Einkommensmobilität in EU-SILC Deutschland getrennt für Personendatensätze je nach Befragungsmodus. Demnach weisen unter den Personen, die in beiden Jahren Befragungspersonen (über 16 Jahre) sind, diejenigen die geringste Einkommensmobilität auf, die den Fragebogen in beiden Jahren persönlich ausfüllten. Eine weit überdurchschnittliche Mobilität zeigt sich bei denjenigen Personen, für die in beiden Jahren Proxyangaben zum Einkommen gemacht wurden und denjenigen, die erst im zweiten Jahr den Fragebogen selbst ausfüllten. Bei der Bewertung dieses Befundes ist zu berücksichtigen, dass bei lediglich 73% aller Befragten im Längsschnitt 2005 bis 2006 in beiden Jahren das Standardverfahren des Selbstauffüllens durchgeführt werden konnte.

Tabelle 8: Einkommensmobilität in EU-SILC 2005/2006 nach Art des Interviews

	2005 und 2006: Eigene Beantwortung	2005: Eigene Beantwortung, 2006: Proxy	2005: Proxy, 2006: Eigene Beantwortung	2005 und 2006: Proxy	2005: nicht befragtes Haushaltsmitglied, 2006: Eigene Beantwortung	2005: nicht befragtes Haushaltsmitglied, 2006: Proxy	Insgesamt
Shorrocks Mobilitätsindex (1978), basierend auf Gini	0.057	0.056	0.06	0.069	0.071	0.10	0.058
Fields & Ok (1996)							
Pro-Kopf-Mobilität	5065	5392	5888	6346	4592	4758	5200
Prozentuale Mobilität	25.08	25.62	28.41	29.62	24.92	25.58	25.93
Fields (2000)	0.070	0.057	0.050	0.074	0.089	0.042	0.067
Shorrocks (1978) Equalisation Measure	0.157	0.161	0.175	0.155	0.258	0.226	0.160
Fields & Ok (1999), non-directional	0.254	0.24	0.265	0.26	0.29	0.229	0.252
Quintilmatrixmobilität							
Average Jump	0.631	0.661	0.659	0.708	0.854	0.701	0.645
Normalised Average Jump	0.252	0.264	0.264	0.283	0.342	0.28	0.258
n	13,384	2,474	670	1,306	218	138	18,190
N	47.9	8.8	3.0	4.4	0.8	0.5	65.3
in %	73.3	13.5	4.6	6.8	1.2	0.7	100

Hinweise zur Berechnung der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000.

Quelle: EU-SILC 2005-2006 (Version August 2009). Eigene Berechnungen.

Eine andere Quelle für höhere Mobilität kann im Imputationsverfahren zur Korrektur fehlender Werte aufgrund von „Item-non-response“ in ansonsten ausgefüllten Fragebögen liegen. Entsprechende Forschungsergebnisse auf Basis einer Reihe von Haushaltspanelstudien belegen eindeutig eine höhere Qualität der Imputationsergebnisse bei Verwendung von Längsschnittdaten im Imputationsprozess (siehe z.B. Rässler & Riphahn 2006, Starick & Watson 2009, Spieß & Goebel 2005, Frick & Grabka 2009). Das Statistische Bundesamt nutzt bei der Imputation von Einkommenswerten in EU-SILC, wie in Abschnitt 2.3 erwähnt, in erster Linie Querschnittdaten. Dabei werden bei fehlenden Angaben zu Steuern und Sozialabgaben die gesetzlichen Regelungen umgesetzt (ähnlich wie im SOEP-Simulationsmodul) und bei Sozialtransfers wie Kinder- oder Wohngeld modellhafte Annahmen unterstellt. Für fehlende Einkommensbestandteile, die nicht auf diese Weise realisiert werden können, wendet das Bundesamt statistische Verfahren an, die auf personen- oder haushaltsübergreifenden Analysen basieren und so die Ähnlichkeit von einzelnen Fällen innerhalb der Stichprobe berücksichtigen. Längsschnittinformationen eines Haushalts hingegen werden zur Plausibilitätsprüfung genutzt, wenn Einkommensangaben als fragwürdig angesehen werden. Durch ein solches Vorgehen, bei

dem auch die aktuelle Wirtschaftslage einen (starken) Einfluss auf die Imputation hat, kann für einen Haushalt, in dem imputierte Einkommenswerte existieren, eine höhere Mobilität ausgewiesen werden, als dies tatsächlich der Fall ist. Der Haupteinkommensbezieher hat womöglich überhaupt keine Einkommensänderung erfahren und bekommt nun aufgrund gesteigener Durchschnittseinkommen in „seiner“ Bevölkerungsgruppe ein höheres Einkommen zugewiesen.

Inwieweit Imputation einen Einfluss auf die gemessene Einkommensmobilität ausübt, ist vergleichend für beide Datenbasen in Tabelle 9 dargestellt. Dabei werden ausgewählte Indikatoren für die Gruppe der Personen in Haushalten ohne jegliche Einkommensimputation in beiden Messzeitpunkten (2005 und 2006) jenen gegenübergestellt, für die mindestens ein Einkommenswert aufgrund fehlender Angabe ersetzt werden musste. Zur besseren Vergleichbarkeit werden für die deutsche EU-SILC-Stichprobe auch Haushalte mit Proxy-Einkommensangaben als imputiert betrachtet.⁴⁰ Dabei ist zu beachten, dass aufgrund der Aggregation individueller Einkommen über alle Haushaltsmitglieder das hier interessierende Konstrukt „Haushaltsnettoeinkommen“ für *alle* Personen im Haushalt von Imputation betroffen ist, sobald nur eine Komponente eines einzelnen Mitglieds in einem der beiden Jahre imputiert werden muss.⁴¹

Zum ersten ist das Ausmaß der Betroffenheit von Imputation im Haushaltskontext insbesondere aufgrund des hohen Anteils von Proxy-Interviews in EU-SILC mit rund zwei Dritteln der gesamten Analysepopulation weitaus höher als im SOEP (mit gut 30%). Es zeigt sich *grosso modo* das erwartete Bild: die gemessene Mobilität fällt bei Vorliegen von Imputationen durchweg höher aus als bei nicht imputierten Beobachtungen; dies gilt in beiden Datensätzen und für alle verwendeten Indikatoren. Gleichwohl fällt gemäß EU-SILC die Mobilität auch innerhalb der nicht von Imputation oder Proxy-Interviews betroffenen Haushalte deutlich höher aus. Insofern stellt sich die Frage nach weiteren mobilitätssteigernden Faktoren neben dem Stichprobendesign mit Rotation (und in diesem Zusammenhang die Gewichtung und Hoch-

⁴⁰ Die datentechnische Abgrenzung der Imputation erfolgt für das SOEP mit Hilfe der Variablen I11202\$\$, die alle Haushalte mit mindestens einem imputierten Wert aufgrund von INR oder PUNR identifiziert. In den EU-SILC Daten wurden Proxy-Angaben über die Variable RB260 und die Fälle mit Imputation über die Variable HY020_I (im Falle von INR) bzw. HY025 (im Falle von PUNR) erfasst.

⁴¹ Ohne an dieser Stelle eine umfassende Darstellung der Determinanten von Antwortverweigerungen vornehmen zu wollen, sei auf die umfassende internationale Literatur zur Erforschung des non-response Verhaltens hingewiesen (ein Überblick findet sich in Watson & Wooden, 2009). Ingesamt wird nachdrücklich belegt, dass die Wahrscheinlichkeit für fehlende Einkommensangaben nicht nur mit einer Vielzahl von inhaltlichen Charakteristika (wie Alter, Beruf, Bildung, Migrationshintergrund, etc.) korreliert, sondern auch mit der Surveyerfahrung der Befragten (z.B. Zahl der bisher geführten Interviews) und der Art der Datenerhebung (vgl. Frick & Grabka, 2009) sowie mit der Komplexität des zu erhebenden Konstrukts (vgl. Hill & Willis, 2001), der Zahl der erhobenen Einkommenskomponenten, der Frageformulierung und vielen weiteren Merkmalen (vgl. dazu auch De Leeuw & De Heer, 2002; Riphahn & Serfling, 2005; Groves 2006).

rechnung), dem Befragungsmodus (mit der Durchführung von Proxy-Interviews) und der Imputationsprozedur.

Tabelle 9: Einkommensmobilität in EU-SILC und SOEP 2005/2006 nach Imputationsstatus*

	SOEP			EU-SILC		
	Insgesamt	ohne Imputation in beiden Jahren	mit Imputation in mindestens einem Jahr	Insgesamt	ohne Imputation in beiden Jahren	mit Imputation / Proxy-Angaben in mindestens einem Jahr
Shorrocks Mobilitätsindex (1978), basierend auf Gini	0.032	0.025	0.040	0.058	0.052	0.062
Fields & Ok (1996)						
Pro-Kopf-Mobilität	3449	2732	4441	4859	4048	5252
Prozentuale Mobilität	19.16	15.34	24.31	26.24	23.43	27.47
Fields (2000)	0.05	0.041	0.061	0.067	0.043	0.078
Shorrocks (1978) Equalisation Measure	0.088	0.07	0.106	0.16	0.142	0.17
Fields & Ok (1999), non-directional	0.193	0.156	0.244	0.253	0.236	0.262
Quintilsmatrix-Mobilität						
Average Jump	0.461	0.374	0.58	0.664	0.599	0.701
Normalised Average Jump	0.184	0.15	0.232	0.266	0.239	0.28
n	23,084	14,552	8,532	22,288	7,455	14,833
N	79.2	55.3	23.9	79.8	26.0	53.8
in %	100	69.8	30.2	100	32.6	67.4

* Für EU-SILC werden nur solche Fälle als imputiert identifiziert, in denen mehr als 2% der im Haushaltseinkommen enthaltenen Einkommensmasse aus imputierten Daten stammt. Ohne diese Einschränkung wären rund 87% der Individuen (anstatt der hier ausgewiesenen 67%) von Imputation bzw. Proxy-Interviews im Haushalt betroffen. Gleichwohl muss darauf hingewiesen werden, dass die im SOEP durchgeführte Simulation der direkten Steuern und Sozialversicherungsangaben hier nicht als Imputation erfasst wird.

Hinweise zur Berechnung der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000.

Quelle: EU-SILC 2005-2006 (Version August 2009) und SOEP 2005-2006 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Als methodischer Erklärungsversuch können hier SOEP-Befunde früherer Jahre weiterhelfen: Beim Vergleich der im Jahre 2000 erstmals erhobenen Substichprobe F des SOEP mit den Alt-Stichproben A bis E finden Frick et al. (2006) Hinweise auf Erfassungsprobleme in der ersten Welle eines Panels, die im Verlauf der nächsten Wellen des Panels unter anderem aufgrund von positiven Paneffekten (Lerneffekten bei der Beantwortung der Einkommensfragen) deutlich nachlassen. Auch ist der Anteil von gerundeten Angaben und insbesondere von Item-Non-Response mit der Notwendigkeit nachfolgender Imputation in den ersten Wellen eines Panels oft höher, was sich im weiteren Verlauf der Befragung ebenfalls verbessert; dies ist neben dem SOEP z.B. auch in der australischen HILDA-Studie und der UK-BHPS der Fall (vgl. Frick und Grabka 2009). Dies ergibt sich nicht zuletzt auch aufgrund des Aufbaus einer persönlichen Beziehung zwischen Interviewer und Befragtem, wobei dieses Argument für EU-

SILC Deutschland aufgrund der rein postalisch durchgeführten Befragung nicht gelten kann. Als Folge dieser Effekte reduziert sich auch die gemessene Einkommensmobilität (siehe Tabelle 10): Im Falle des Übergangs von 2000 auf 2001 sind Personen in den „alten“ SOEP-Stichproben A bis E durchweg weniger mobil als solche im 2000 erstmals befragten Sample F. Auf diesen Erfahrungen aufbauend wäre auch für EU-SILC (und nicht nur für die deutsche Stichprobe) ein leichter Rückgang der Mobilitätskennziffern ab Welle 3 zu erwarten.

Tabelle 10: Einkommensmobilität im SOEP 2000/2001 nach Stichprobe

	Insgesamt	Alt-Stichproben A bis E	Neu-Stichprobe F
Shorrocks Mobilitätsindex (1978), basierend auf Gini	0.03436	0.03234	0.03627
Fields & Ok (1996)			
Pro-Kopf-Mobilität	3621.68	3294.28	3975.49
Prozentuale Mobilität	18.08	16.54	19.73
Fields (2000)	0.044	0.034	0.053
Fields & Ok (1999), non- directional	0.187	0.171	0.205
n	26,644	15,623	11,021

Hinweise zur Berechnung der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000.

Quelle: SOEP 2000-2001 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

3.7 Ein Vergleich innerhalb Europas auf Basis von EU-SILC und SOEP

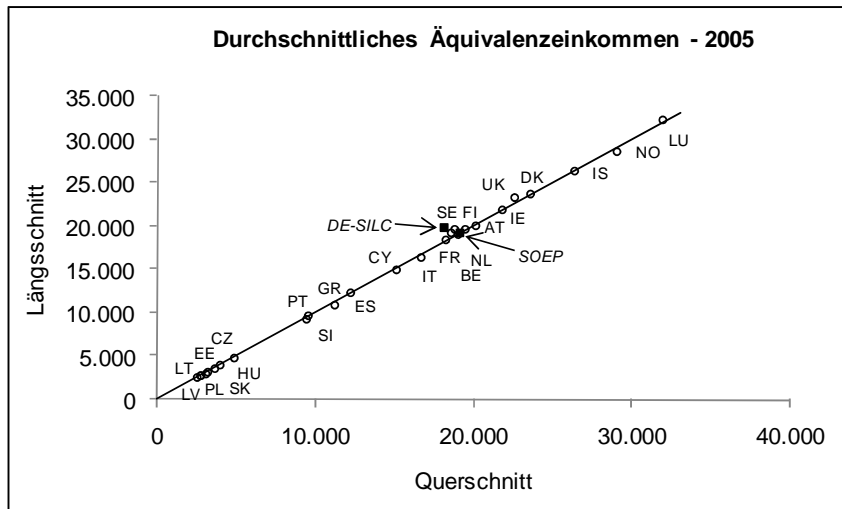
Gegeben diese Unterschiede zwischen zwei unabhängig gezogenen Stichproben der gleichen Grundgesamtheit, ist ein Vergleich mit der entsprechenden Ergebnissen der anderen EU-SILC-Länder interessant – insbesondere da in den meisten dieser Länder die Eurostatvorgaben zur Stichprobenziehung und zum Befragungsmodus eher mit jenen des SOEP-Survey als mit der deutschen EU-SILC-Stichprobe übereinstimmen.⁴²

In den folgenden Abbildungen werden die Quer- und Längsschnittergebnisse verschiedener Maßzahlen für alle EU-SILC-Länder und das SOEP gegeneinander abgetragen. Idealerweise sollten die Querschnittergebnisse eines Landes mit jenen auf Basis der Längsschnittdaten übereinstimmen. In den nachfolgenden Darstellungen bedeutet dies eine Verortung auf der Diagonalen. Weiter von dieser Linie entfernt befindliche Länder weisen für das betrachtete Merkmal also eine geringere Konsistenz der Ergebnisse auf, was *ceteris paribus* als Hinweis

⁴² Gleichwohl muss hierbei auf große Unterschiede im Datenproduktionsprozess für EU-SILC hingewiesen werden, wonach es den nationalen Datenproduzenten freigestellt ist, für die Generierung der Einkommensinformationen Survey- oder Registerdaten heranzuziehen, was zu entsprechenden Vergleichbarkeitsproblemen führt (vgl. Lohmann 2009).

auf eine eingeschränkte Datenqualität gewertet werden kann. Im Europavergleich werden in den folgenden Abbildungen die Ergebnisse für Deutschland auf Basis von EU-SILC mit dem Kürzel „DE-SILC“ versehen.

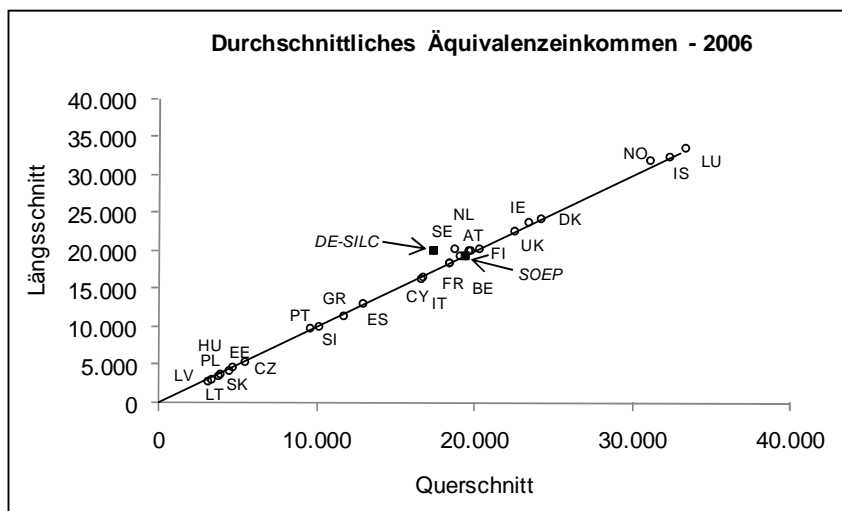
Abbildung 7: Konsistenz der Einkommensmessung 2005 in Quer- und Längsschnittpopulationen von SOEP und EU-SILC



Hinweise zur Berechnung der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000.

Quelle: EU-SILC 2005-2006 (Version August 2009) und SOEP 2005-2006 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Abbildung 8: Konsistenz der Einkommensmessung 2006 in Quer- und Längsschnittpopulationen von SOEP und EU-SILC

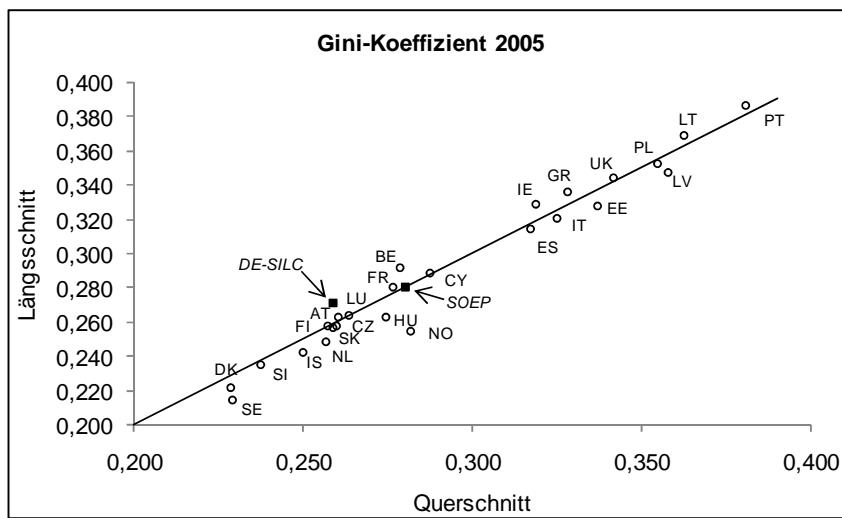


Hinweise zur Berechnung der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000.

Quelle: EU-SILC 2005-2006 (Version August 2009) und SOEP 2005-2006 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Tatsächlich weicht bei EU-SILC Deutschland das Längsschnittergebnis des durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens mit am stärksten vom Querschnittergebnis ab (vgl. Abbildung 7 und Abbildung 8): die prozentuale Abweichung in 2005 beträgt beim arithmetischen Mittel 13% und beim Median immerhin 11%. Abgesehen von Schweden 2005 sind in allen anderen EU-SILC-Ländern sowie im SOEP die Einkommen in beiden Populationen praktisch gleich hoch.

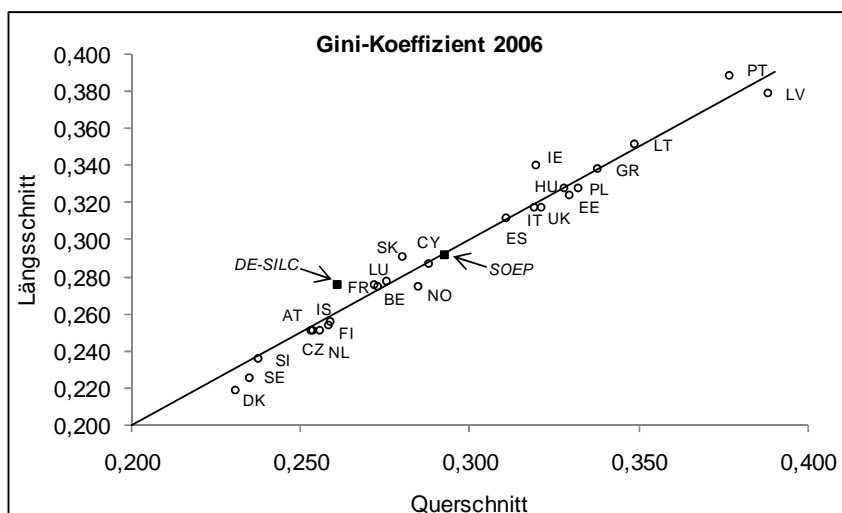
Abbildung 9: Konsistenz des Gini-Koeffizienten 2005 in Quer- und Längsschnittpopulationen von SOEP und EU-SILC



Hinweise zur Berechnung der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000.

Quelle: EU-SILC 2005-2006 (Version August 2009) und SOEP 2005-2006 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Abbildung 10: Konsistenz des Gini-Koeffizienten 2006 in Quer- und Längsschnittpopulationen von SOEP und EU-SILC



Hinweise zur Berechnung der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000.

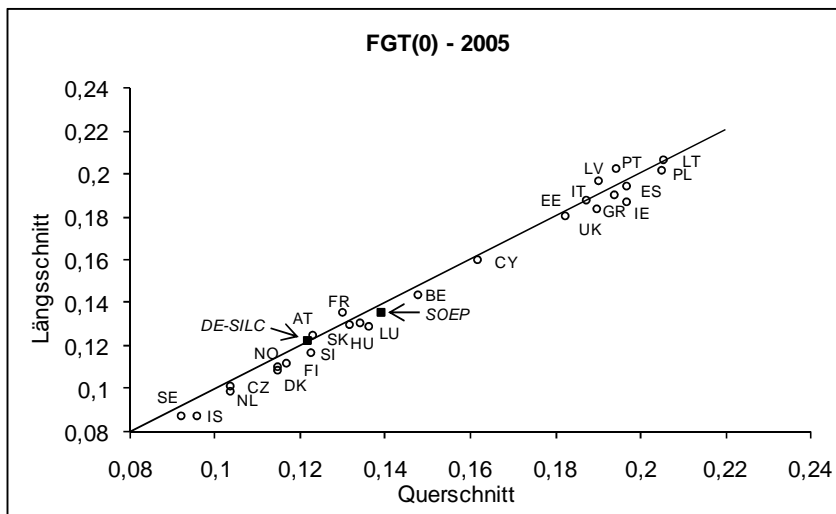
Quelle: EU-SILC 2005-2006 (Version August 2009) und SOEP 2005-2006 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Anders sieht das Bild beim Gini-Koeffizienten aus. Auch hier weicht das Ergebnis für EU-SILC Deutschland 2005 bei Längsschnittanalysen um rund 5% vom Querschnittsergebnis ab (vgl. Abbildung 9 und Abbildung 10). Jedoch liefern auch andere EU-SILC-Länder hier ebenfalls weniger konsistente Ergebnisse. Besonders die skandinavischen Länder (vor allem Schweden und Norwegen) weisen hohe Differenzen auf. Interessant ist, dass nicht nur EU-SILC Deutschland in eher unplausibler Weise im Längsschnitt eine höhere Ungleichheit als im Querschnitt ausweist. Auch Irland, Belgien, Portugal und die Slowakei befinden sich jeweils in mindestens einem Jahr oberhalb der Diagonalen.

Bezüglich der Armutsquoten weisen die Daten für EU-SILC Deutschland eine (im Vergleich zu den anderen EU-SILC-Ländern, aber auch zum SOEP) hohe Konsistenz der Ergebnisse auf Basis von Quer- und Längsschnittdaten auf (vgl. Abbildung 11 und Abbildung 12).

Wie im Falle der Ungleichheit ist aber eigentlich davon auszugehen, dass die Armutsquote in der Längsschnittpopulation leicht niedriger ausfallen sollte als in der Querschnittsanalyse, da der Niedrigeinkommensbezug häufig mit bestimmten demographischen Veränderungen einhergeht, die zur Exklusion aus dem balancierten Panel führen (Mortalität, Fertilität, Emigration, Immigration zwischen den beiden Beobachtungszeitpunkten). Tatsächlich finden sich auch nur wenige EU-SILC-Länder sehr nah an der Diagonalen – insbesondere Norwegen, Schweden und Dänemark liegen 2006 sehr deutlich darunter. Angesichts des massiven Anstiegs der Armutsquote im Querschnitt des Jahres 2007 in EU-SILC Deutschland bleibt jedoch abzuwarten, ob die Übereinstimmung der Daten erhalten bleibt, wenn EU-SILC-Längsschnittdaten für Deutschland 2007 verfügbar sein werden.

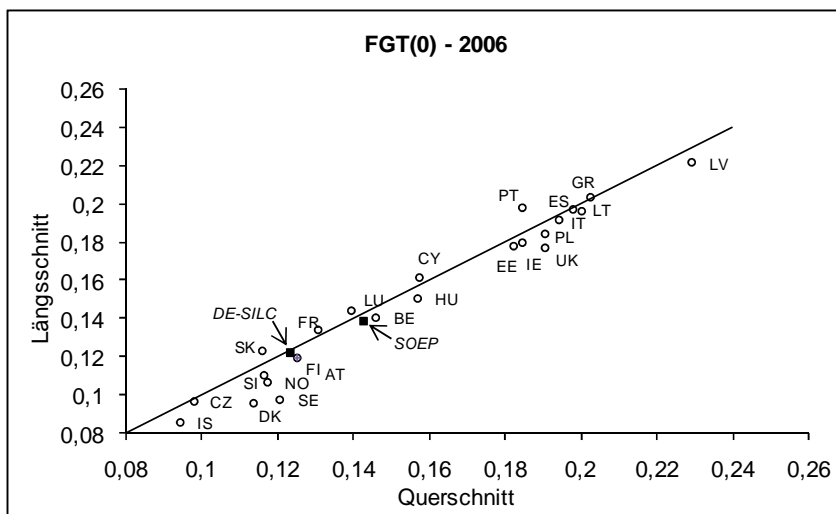
Abbildung 11: Konsistenz der Armutsquoten 2005 in den Quer- und Längsschnittpopulationen von SOEP und EU-SILC



Hinweise zur Berechnung der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000.

Quelle: EU-SILC 2005-2006 (Version August 2009) und SOEP 2005-2006 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Abbildung 12: Konsistenz der Armutsquoten 2006 in den Quer- und Längsschnittpopulationen von SOEP und EU-SILC



Hinweise zur Berechnung der Ungleichheit der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000.

Quelle: EU-SILC 2005-2006 (Version August 2009) und SOEP 2005-2006 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

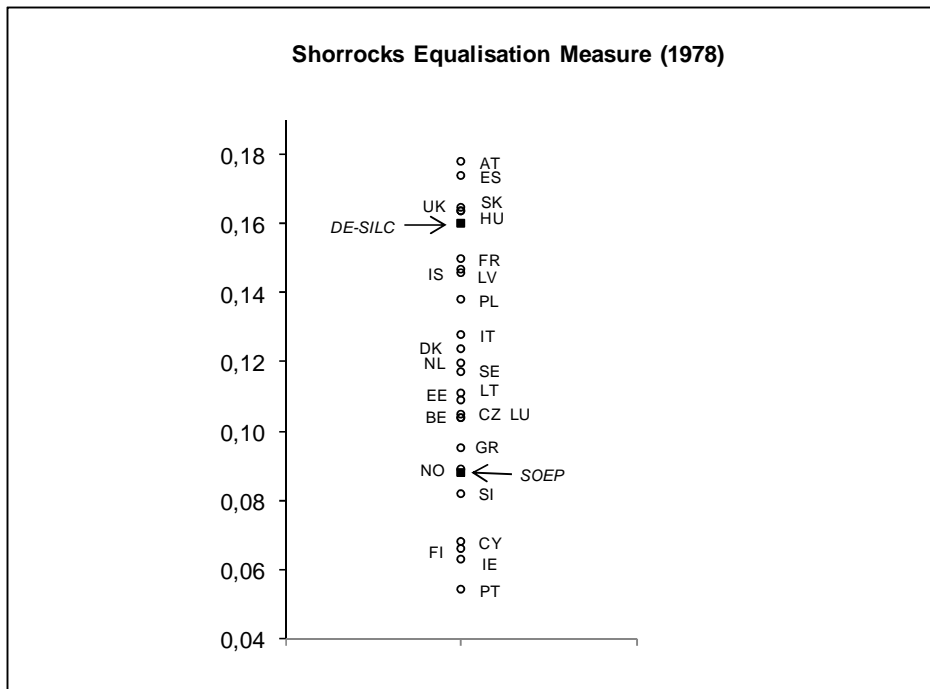
Zusammenfassend lässt sich sagen, dass in EU-SILC nur wenige Länder (z.B. Polen) in beiden Jahren eine hohe Konsistenz der quer- und längsschnittlich basierten Armuts-Ergebnisse aufweisen. Darüber hinaus ist auch im Zeitverlauf in einigen Ländern keine Verbesserung der Konsistenz sichtbar. Im Gegenteil – besonders in Dänemark und Schweden wurden die Unterschiede 2006 noch größer.

Die in Abschnitt 3.5 dargestellten Unterschiede zur Einkommens- und Armutsmobilität zwischen den Ergebnissen für Deutschland auf Basis von EU-SILC und SOEP sind teilweise derartig ausgeprägt, dass sie eine große Zahl der entsprechenden Maßzahlen für die anderen EU-SILC-Länder einschließen (vgl. Abbildung 13 und Abbildung 14 für ausgewählte Mobilitätsindikatoren).

Angesichts der Tatsache, dass SOEP und EU-SILC in Deutschland dieselbe Grundgesamtheit repräsentieren (sollen), ist dieses Ergebnis durchaus überraschend. Eine inhaltliche Interpretation dieser stark divergierenden Ergebnisse ist entsprechend schwierig nachvollziehbar, denn gemäß EU-SILC befindet sich Deutschland bezüglich der gemessenen Einkommensmobilität in einer Gruppe mit Transformationsländern (wie der Slowakei, Ungarn und baltischen Staaten) bzw. Vertretern liberaler Regime (wie UK), während die Ergebnisse auf Basis des SOEP in Einklang mit jenen für die skandinavischen Vertreter (Norwegen, Schweden) bzw. anderer kontinentaleuropäischer Länder (Niederlande, Luxemburg) sind, was wiederum den Stand der einschlägigen Literatur widerspiegelt (vgl. für einen Überblick Burkhauser & Couch 2009).

Die auf Basis der EU-SILC-Daten ausgewiesene hohe Einkommensmobilität ist weniger plausibel, da sich in Deutschland historisch ein Arbeitsmarkt entwickelt hat, der sich durch eine hohe Arbeitsplatzstabilität und eher geringe Fluktuation auszeichnet. Dass Deutschland innerhalb Europas das Land mit einer der am höchsten gemessenen Einkommensmobilität sein soll, ist somit unwahrscheinlich und auch nicht kompatibel mit den Ergebnissen auf Basis anderer Stichproben (darunter das SOEP).

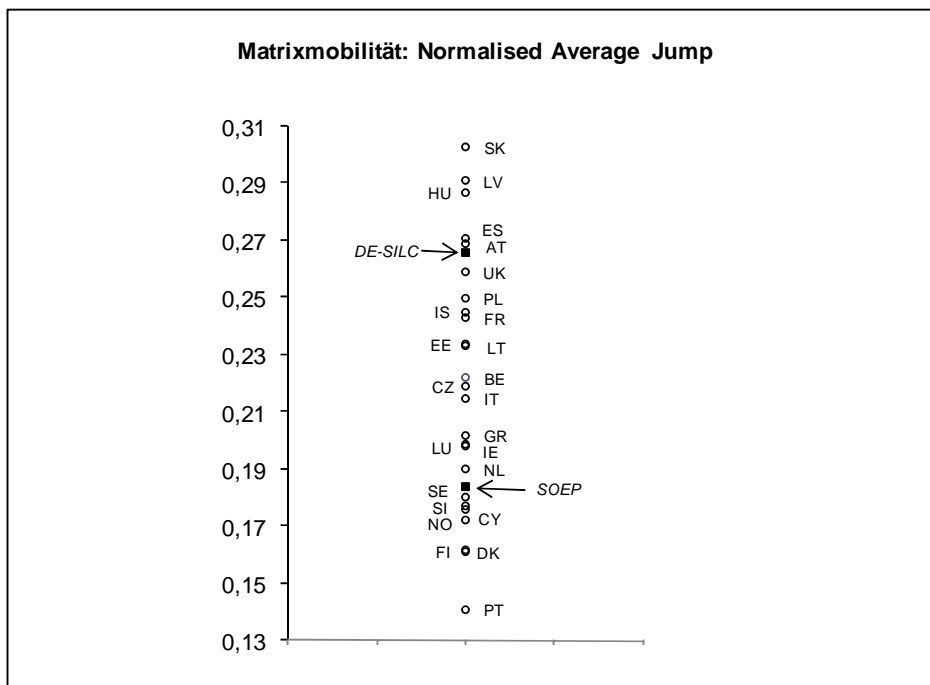
Abbildung 13: Shorrocks-Angleichungsmaß in EU-SILC und SOEP, Längsschnittpopulation 2005/2006



Hinweise zur Berechnung der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000.

Quelle: EU-SILC 2005-2006 (Version August 2009) und SOEP 2005-2006 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

Abbildung 14: Matrixmobilität in EU-SILC und SOEP, Längsschnittpopulation 2005/2006



Hinweise zur Berechnung der Äquivalenzeinkommen: Einkommen beziehen sich jeweils auf das vorhergehende Kalenderjahr unter der Verwendung der modifizierten OECD-Skala, in Preisen von 2000.

Quelle: EU-SILC 2005-2006 (Version August 2009) und SOEP 2005-2006 (Version September 2009). Eigene Berechnungen.

4 Fazit

Für die Analyse der personellen Einkommensverteilung in Deutschland stehen neben der nur alle fünf Jahre als querschnittliche Untersuchung angelegten amtlichen Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) insbesondere zwei repräsentativ angelegte Haushaltspanelbefragungen zur Verfügung, die entsprechend des zu Grunde liegenden Längsschnittdesigns insbesondere auch Aussagen zu Umfang und Ursachen der Einkommens- und Armutsmobilität erlauben. Dies ist eine gute Ausgangssituation für die nationale Verteilungsberichterstattung, da mit SOEP und EU-SILC zwei unabhängig voneinander gezogene Stichproben aus derselben Grundgesamtheit mit einem ähnlichen Befragungsfokus zur Verfügung stehen, die für bestimmte Fragestellungen entsprechend zur gegenseitigen Validierung bzw. Robustheitsprüfung dienen können.⁴³ Entgegen der Erwartung finden sich jedoch markante Unterschiede (a) im Niveau der gemessenen Ungleichheit und Armut (im SOEP fallen diese Werte in 2005 und 2006 höher aus als gemäß EU-SILC), (b) in der zeitlichen Entwicklung (insbesondere beim Übergang von 2006 auf 2007) sowie (c) im Ausmaß von Einkommens- und Armutsmobilität, das gemäß EU-SILC höher ausfällt als in den SOEP-Daten.

Diese Unterschiede zwischen den hier vorgelegten Ergebnissen auf Basis von SOEP und EU-SILC sind zum Teil erklärbar mit in der Literatur bereits benannten und bisher nicht endgültig korrigierten Problemen von EU-SILC (insbesondere bezüglich des Stichprobendesigns, der Repräsentation bestimmter sozialer Gruppen – z.B. Migranten, Kinderreiche, Personen mit niedriger Bildung – und der Einkommensmessung). Bemerkenswerterweise sind die Unterschiede im Bereich der Einkommensmobilität teilweise derart ausgeprägt, dass ein Großteil der entsprechenden Vergleichswerte der derzeit 26 in EU-SILC erfassten Länder zwischen den beiden Ergebnissen für Deutschland liegt.

Da es auch markante Unterschiede in der Verteilung relevanter Bevölkerungscharakteristika zu anderen amtlichen Daten mit Repräsentativitätsanspruch wie der EVS und dem Mikrozensus gibt (siehe Hauser 2007), sind die Daten von EU-SILC in der vorliegenden Form somit für die Erfordernisse einer zentralen Datenbasis für die (inter-)nationale Armut- und Ungleichheitsberichterstattung weiterhin methodisch verbesserungsbedürftig. Dies äußert sich z.B. bezüglich der Verteilung des höchsten Bildungsabschlusses, aber auch der regionalen Repräsentation von West- und Ostdeutschland trotz der Möglichkeit einer besseren Anpassung

⁴³ Idealerweise könnten im Falle ausreichend ähnlich erhobener Indikatoren die Daten beider Stichproben auch gepoolt ausgewertet werden, um damit die Fallzahlen und die statistische Aussagekraft für kleinere Gruppen zu erhöhen.

an Rahmendaten des Mikrozensus – offensichtlich Merkmale, die auch mit der Einkommenshöhe und -verteilung korrelieren.

Natürlich ist jede Erhebung – und damit auch die des SOEP – insbesondere bei der Erhebung sensibler Informationen wie dem Einkommen, mit Erhebungs- und Messproblemen konfrontiert. Zudem sind in der Nachbearbeitung solcher Daten, z.B. bei der Imputation fehlender Werte sowie im Rahmen der Hochrechnung, Annahmen zu treffen, die immer auch normative Entscheidungen implizieren und somit kritisierbar sind. Diese müssen entsprechend transparent dokumentiert sein und sollten im Vergleich zu den Ergebnissen alternativer Entscheidungen diskutiert werden.⁴⁴

Insgesamt ist die Messung von Einkommen als Wohlfahrtsmaß in Erhebungen mit Repräsentativitätsanspruch in vielerlei Hinsicht als noch verbesserungswürdig anzusehen. Insbesondere das Problem der ausreichenden Erfassung des oberen Randes der Einkommensverteilung wurde im SOEP erst mit Einführung des Samples G (im Jahr 2002) angegangen (vgl. Schupp et al. 2009).⁴⁵

Das nach wie vor offene Problem einer adäquaten Berücksichtigung (sehr) niedriger Einkommen ist auch im Zusammenhang mit der Abgrenzung der Untersuchungspopulation zu sehen, da Haushalte im untersten Einkommensbereich durch Wohnungslosigkeit bzw. instabile Mietverhältnisse im Allgemeinen aus derartigen Erhebungen mit Bezug auf private Haushalte herausfallen.

Letztlich ist auch – im Einklang mit der internationalen Diskussion zur Inadäquanz monetärer Einkommen als umfassendem Wohlfahrtsmaß – die Berücksichtigung nicht-monetärer Einkommen („non-cash-incomes“) eine wichtige Erweiterung, die im SOEP mit der Bereitstellung der „Imputed Rent“ bereits ansatzweise umgesetzt wird. Dabei enthält die entsprechende Variable auch die fiktiven Einkommensvorteile subventionierter Mietwohnungen (z.B. im Sozialen Wohnungsbau). Die Bereitstellung von Variablen zur Erfassung weiterer non-cash Komponenten, die sich z.B. aus der privaten Produktion von Gütern und Dienstleistungen für den Eigenverbrauch („home production“, vgl. Frick, Grabka und Groh-Samberg 2009) oder aus

⁴⁴ Vgl. dazu die Gegenüberstellung der Verteilungs- und Mobilitätseffekte bei Verwendung alternativer Vorgehensweisen im Falle von Partial Unit-non-response (PUNR) im SOEP in Frick, Grabka und Groh-Samberg (2009). Die dort vorgelegten Robustheits- und Sensitivitätsanalysen belegen signifikante Unterschiede in den inhaltlich relevanten Ergebnissen beim unterschiedlichen Umgang mit PUNR: a) Verwendung alternativer Äquivalenzskalen, b) Löschen der Haushalte mit PUNR und Umgewichtung der vollständig beobachteten Fälle, und c) komplexe (Längsschnitt-) Imputation.

⁴⁵ In diesem Zusammenhang sei aber auch auf das gezielte oversampling von Personen mit Migrationshintergrund im SOEP verwiesen, dass bereits 1984 die Heterogenität dieser Population im Rahmen teilgruppenspezifischer Ziehungsdesigns berücksichtigte sowie auf die 1995 gezogene „Zuwandererstichprobe“.

öffentlichen Subventionen in Bildung ergeben, sind derzeit in Vorbereitung (vgl. Frick, Grabka und Groh-Samberg 2007b).

Im Folgenden sei auf weitere Vorschläge von Hauser (2007) zur ex-post Konsistenzprüfung von EU-SILC, SOEP, EVS und anderen einschlägigen Erhebungen verwiesen. So bieten sich vergleichende (Sensitivitäts-)Analysen zur Übereinstimmung von hochgerechneten Einkommensaggregaten bzw. Bevölkerungsanteilen mit entsprechenden administrativen Statistiken (z.B. Sozialhilfestatistik und Statistik der ALG II-Empfänger, Wohngeldstatistik, Bafög-Statistik, Einkommensteuerstatistik) bzw. mit makroökonomischen Aggregaten der VGR (z.B. Lohn- und Gehaltssumme, Summe der Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen, Summe der erhaltenen Transferzahlungen, Summe der Lohn- und Einkommensteuerzahlungen, Summe der verfügbaren Einkommen des Haushaltssektors ohne Organisationen ohne Erwerbszweck) an. Dabei ist jedoch zu beachten, dass derartige Aggregatdaten aus VGR oder Bundesbankstatistik ebenfalls mit Fehlern bzw. als Restkategorien (z.B. Selbständigeneinkommen) gemessen werden und somit nicht immer das Maß aller Dinge darstellen. Gleichwohl lassen sich aus dem Vergleich der auf Basis der genannten Mikrodatenbasen ergebenden Aggregate wichtige Rückschlüsse auf die zu Grunde liegende Qualität der Daten und das Einlösen des Repräsentativitätsanspruchs treffen. Dabei sind aber nicht nur Summen oder Mittelwerte wichtige Vergleichsgrößen, sondern insbesondere auch Verteilungsinformationen. In diesem Zusammenhang ist es gegebenenfalls auch nötig Auswahlmethoden, Erhebungsweisen sowie Hochrechnungs- und Imputationsverfahren der diversen Surveys vergleichend zu bewerten, denn letztlich sind reliable und über die Zeit konsistente Messungen im Querschnitt zentrale Voraussetzungen für die valide Messung sozio-ökonomischer Mobilität, die im Fokus der empirischen Analyse von Panelerhebungen wie EU-SILC und SOEP stehen sollte.

Hauser (2007) empfiehlt die Modifizierung der als problematisch identifizierten Erhebungs- und Hochrechnungsverfahren in EU-SILC – die in 2006 erfolgte Umstellung der Personengewichte zur besseren Nachbildung der Bildungsverteilung der erwachsenen Bevölkerung belegt diese Notwendigkeit. Freilich wurde diese Revision aber weder für die Vorwelle noch für die bevölkerungsweite Hochrechnung durchgeführt, mit der Folge erheblicher intra- und intertemporaler Inkonsistenzen.

Auch fordert Hauser eine zügige Umstellung auf eine echte Zufallsstichprobe. Die hier vorgelegten Untersuchungsergebnisse unterstreichen derartige Forderungen nachdrücklich – als positiv ist zwar anzusehen, dass die deutsche EU-SILC-Stichprobe im Erhebungsjahr 2008 aufgrund der Rotation planmäßig keine Haushalte aus der Quotenstichprobe mehr enthalten wird. Jedoch gibt es auch berechtigte Zweifel an den Stichprobeneigenschaften der EU-SILC

zugrunde liegenden Dauerstichprobe befragungsbereiter Haushalte, die den Anforderungen an eine „echte“ Zufallsstichprobe nicht in ausreichendem Maße gerecht werden (vgl. dazu Amarov & Rendtel 2009). In Ergänzung zu Hausers Vorschlägen sollte für zukünftig neu in EU-SILC aufzunehmende Rotationsstichproben auch der rein postalische Befragungsmodus überdacht werden; so wären zum Beispiel zumindest im Startinterview für die Panelhaushalte Interviewergestützte Modi vorstellbar sowie ggf. das Anbieten von Fragebogen-Übersetzungshilfen bei Sprachproblemen in Migrantenhaushalten.

Bezüglich der Datenweitergabe ist eine zeitnahe Bereitstellung der Längsschnittdaten (im Gleichschritt mit den anderen EU-SILC-Ländern) via Eurostat wünschenswert, damit der besondere Wert dieser amtlichen Paneldaten auch schneller für den intendierten Zweck, sprich die Analyse intragenerationaler sozialer Mobilität im (inter)nationalen Vergleich, genutzt werden kann.

Darüber hinaus machen die hier vorgelegten Analysen deutlich, dass neben der harmonisierten Weitergabe der EU-SILC-Daten, eine Weitergabe der *Originaldaten* der deutschen SILC-Erhebung durch das Statistische Bundesamt für die freie, wissenschaftliche Forschung wichtig ist – dies gilt für inhaltlich motivierte wie für surveymethodische Projekte.⁴⁶ Eine derartige Weitergabe ist nicht nur bei anderen europäischen Partnern Usus (zum Beispiel in Österreich), sondern auch notwendig, um die hier andiskutierten Phänomene besser analysieren zu können. So ist es derzeit weder möglich, die Haushalte der Quoten- bzw. Zufallsstichprobe zu identifizieren noch den Zusammenhang von Querschnitts- bzw. Panelpopulation und den Einfluss der Rotation zu analysieren. Der letztgenannte Aspekt ist insbesondere auch im internationalen Vergleich mit den anderen EU-SILC-Ländern inhaltlich und methodisch relevant.

Das vorliegende Papier zeigt grundsätzlich, wie wichtig voneinander unabhängige Erhebungen zur Messung von Haushaltseinkommen, Einkommensarmut und Mobilität sind. Einkommen privater Haushalte sind statistisch nur schwer zu erheben; zudem sind ohne die *nach* der Erhebung notwendige Gewichtung bzw. Hochrechnung der Beobachtungen sowie die Imputation fehlender Werte reliable, valide und zeitlich konsistente Analysen zur personellen Einkommensverteilung und –mobilität nicht möglich. Gleichwohl sind dies methodisch höchst anspruchsvolle Arbeiten, die laufender Qualitätskontrolle unterliegen müssen – idealerweise im Zusammenhang mit inhaltlichen Analysen. Auch die (inter-)national viel genutzten Daten des SOEP wurden jüngst mit einer Vollimputation der Einkommen im Falle von Unit-non-response

⁴⁶ Auch wäre ein Zugang zu den EU-SILC-Originaldaten über die Forschungsdatenzentren der Amtlichen Statistik vorstellbar.

noch einmal verbessert. EU-SILC hat die Chance, die derzeitigen Probleme aufbauend auf derartigen Erfahrungen nachhaltig zu korrigieren.

5 Literatur

- Amarov, B. and Rendtel, U. (2009): The Access Panel of German Official Statistics. An Analysis of Recruitment, Panel Attrition and Survey Nonresponse, Freie Universität Berlin: mimeo.
- Atkinson, A., Cantillon, B., Marlier, E., Nolan, B. (2002): Social Indicators. The EU and Social Inclusion, Oxford.
- Becker, I., Frick, J. R., Grabka, M. M., Hauser, R., Krause, P., Wagner, G. G. (2003): A Comparison of the Main Household Income Surveys for Germany: EVS and SOEP, in: Hauser, R., Becker, I. (eds.), Reporting on Income Distribution and Poverty. Perspectives from a German and a European Point of View, Berlin, S. 55-90.
- Burkhauser, R.V. and K. Couch (2009): Intergenerational inequality and intertemporal mobility. in: Salverda, W., B. Nolan and T. M. Smeeding (eds): The Oxford Handbook of Economic Inequality. Oxford University Press, S. 522-548.
- Bauer, M. (2006): EU-SILC (community statistics on income and living conditions: challenges for member states), in: Eurostat (eds): Comparative EU statistics on Income and Living Conditions: Issues and Challenges. Proceedings of the EU-SILC Conference, Helsinki, 6.-8. November 2006, European Communities: Luxembourg, S. 37-41.
- Baumert, J. und Schümer, G. (2001): Familiäre Lebensverhältnisse, Bildungsbeteiligung und Kompetenzerwerb, in: Baumert, J. et al. (Hrsg.) (2001): PISA 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich. Opladen: Leske + Budrich, S. 323-407,
- BMAS, Bundesministerium für Arbeit und Soziales (2008): Der 3. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung, Bonn.
- Canberra Group, Expert Group on Household Income Statistics (2001): Final Report and Recommendations, Ottawa.
- Causa, O., Dantan, S., Johansson, Å. (2009): Intergenerational Social Mobility in European OECD Countries, Economic Department Working Papers No. 709.
- Clemenceau, A., Museux, J.-M. (2006): EU-SILC (community statistics on income and living conditions: general presentation of the instrument), in: Eurostat (Eds.): Comparative EU statistics on Income and Living Conditions: Issues and Challenges. Proceedings of the EU-SILC Conference, Helsinki, 6.-8. November 2006, European Communities: Luxembourg, S. 11-36.
- Coulter, Ph. (1989): Measuring Inequality – a methodological handbook, Westview Press, USA.
- Cowell, F. A. (1995): Measuring Inequality (second edition), Prentice-Hall/Harvester-Wheatsheaf, Hemel Hempstead.
- De Leeuw, E. D., De Heer, W (2002): Trends in Household Survey Nonresponse – A Longitudinal and International Comparison, in: R. M. Groves, D. A. Dillman, J. L. Eltinge, R. J. A. Little (eds.), Survey Nonresponse, S. 41–54, New York: Wiley.
- Debels, A. and Vandecasteele, L. (2008): The Time Lag in Annual Household-Based Income Measures – Assessing and Correcting the Bias, Review of Income and Wealth, 54(1), S. 71-88.
- EQUALSOC (2009): Data Quality Issues in the EU-SILC Intergenerational Modules (with contributions by B. Maître, C. Whelan, S. Schneider, W. Müller, T. Van Rie, K. Van den Bosch, D. Watson, L.-A. Vallet, P. Barbieri, S. Carossa, and B. Nolan).
http://www.equalsoc.org/uploaded_files/regular/DataQualityIssuesinTheEU_SILCINTMOD.pdf (download 8.10.2009).
- Eurostat (2007): Comparative EU Statistics on Income and Living Conditions: Issues and Challenges. Proceedings of the EU-SILC conference (Helsinki, 6.-8. November 2006), Luxembourg.
- Fields, G. S., Ok, E. (1996): The Meaning and Measurement of Income Mobility, in: Journal of Economic Theory, (71), S. 349-377.

- Fields, G. S., Ok, E. (1999): Measuring Movements of Income, in: *Economica*, 66, S 477-471.
- Fields, G. S. (2000): Does income mobility equalize longer-term incomes? New measures of an old concept. Unpublished paper. Cornell University.
- Foster, J., Greer, J., Thorbecke, E. (1984): A class of decomposable poverty measures, in: *Econometrica*, 52 (3), S. 761-765.
- Frick, J. R., Goebel, J., Schechtmann, E., Wagner, G. G., Yitzhaki, S. (2006): Using Analysis of Gini (ANoGi) for detecting whether two sub-samples represent the same universe: The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) Experience, in: *Sociological Methods & Research*, 34 (4) S. 427-468.
- Frick, J. R., Grabka, M. M. (2005): Item-non-response on income questions in panel surveys: incidence, imputation and the impact on inequality and mobility, in: *Allgemeines Statistisches Archiv*, 89(1), S. 49-60.
- Frick, J. R., Grabka, M. M., and Groh-Samberg, O. (2007a): Estimates of Imputed Rent and Analysis of Their Distributional Impact. (National Report. Research project "Accurate Income Measurement for the Assessment of Public Policies" (AIM-AP), funded by European Commission, 6th Framework Programme, 2006-2009).
- Frick, J. R.; Grabka, M. M., Groh-Samberg, O. (2007b): Economic Gains from Publicly Provided Education in Germany, IZA Discussion Paper No. 2911, July 2007, Bonn: IZA.
<ftp://ftp.iza.org/dps/dp2911.pdf>
- Frick, J. R., Grabka, M. M. (2008): Niedrigere Arbeitslosigkeit sorgt für weniger Armutsrisiko und Ungleichheit, in: *DIW-Wochenbericht* 38/2008, S. 556-566.
- Frick, J. R.; Grabka, M. M., Groh-Samberg, O. (2009): The impact of home production on economic inequality in Germany. IZA Discussion Paper No. 4023, February 2009, Bonn: IZA.
<http://ftp.iza.org/dp4023.pdf>.
- Frick, J. R., Grabka, M. M. (2009): Item Non-Response and Imputation of Annual Labor Income in Panel Surveys from a Cross-National Perspective, in: J.A. Harkness et al. (eds): *Multinational, Multicultural and Multiregional Survey Methods*, Wiley & Sons. (in press).
- Frick, J. R., Grabka, M. M., Groh-Samberg, O. (2009): Imputation of annual income in panel surveys with partially non-responding households, Präsentation, Konferenz der European Survey Research Association (ESRA), 29. Juni – 3. Juli 2009, Warschau/Polen.
- Gini, C. (1921): Measurement of inequality of income, in: *Economic Journal*, (31), S. 124-126.
- Grabka, M. M., Westerheide, P., Hauser, R., Becker, I. (2007): Integrierte Analyse der Einkommens- und Vermögensverteilung, Abschlussbericht zur Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales;
http://www.bmas.de/portal/27418/property=pdf/a369_forschungsprojekt.pdf
- Groves R. M. (2006): Nonresponse Rates and Nonresponse Bias in Household Surveys, in: *Public Opinion Quarterly*, 70(5) Special Issue, S. 646–675.
- Haisken-DeNew, J. P., Frick, J. R. (2005): Desktop Companion to the German Socio-economic Panel (SOEP), DIW Berlin.
- Hauser, R. (2007): Probleme des deutschen Beitrags zu EU-SILC aus der Sicht der Wissenschaft – ein Vergleich von EU-SILC, Mikrozensus und SOEP, Working Paper Series des Rates für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD), (3) – auch erschienen als: Hauser, R. (2008): Problems of the German Contribution to EU-SILC – A research perspective, comparing EU-SILC, Microcensus and SOEP, in: *SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research*, 86, Berlin.
- Helbig, M., Nikolai, R. (2008): Wenn Zahlen lügen – Vom ungerechtesten zum gerechtesten Bildungssystem in fünf Jahren, *WZBrief Bildung*, Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.
- Horneffer, B., Kuchler B. (2008): Drei Jahre Panelerhebung EU-SILC, in: *Wirtschaft und Statistik* 8/2008, S. 650-657.
- Hill, D., Willis, R. J. (2001): Reducing Panel Attrition: A Search for Effective Policy Instruments, in: *Journal of Human Resources*, 36, S. 416-438.
- Körner, T., Meyer, I., Minkel, H., Timm, U. (2005): Leben in Europa – Die neue Statistik über Einkommen und Lebensbedingungen, in: *Wirtschaft und Statistik* 11/2005, S. 1137-1152.

- Körner, T., Nimmergut, A., Nökel, J., Rohloff, S. (2006): Die Dauerstichprobe befragungsbereiter Haushalte. Die neue Auswahlgrundlage für freiwillige Haushaltsbefragungen, in: *Wirtschaft und Statistik* 5/2006, S. 451-467.
- Kroh, M., Spieß, M. (2008): Documentation of Sample Sizes and Panel Attrition in the German Socio Economic Panel (SOEP) (1984 until 2007), DIW Data Documentation 39.
- Kroh, M. (2009): Short-Documentation of the Update of the SOEP-weights, 1984-2008. DIW Berlin: mimeo.
- Lohmann, H. (2009): Comparability of EU-SILC survey and register data – The relationship of employment, earnings and poverty. Revised version of paper presented at European Labour Force Survey (EU-LFS) and European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC), European User Conference, Mannheim/ Germany, 5-6 March 2009
- Little, R. J. A., Su, H.-L. (1989): Item Non-Response in Panel Surveys, in: D. Kasprzyk, G. Duncan und M. P. Singh (eds.) – *Panel Surveys*, New York: John Wiley.
- Müller, W. (2008): Schein oder Sein: Bildungsdisparitäten in der europäischen Statistik. Eine Illustration am Beispiel Deutschlands, in: *Schmollers Jahrbuch* 128 (4), S. 511 – 543.
- Nolan, B., Esping-Andersen, G., Whelan, C. T., Maitre, B., Wagner, S. (2009): The Role of Social Institutions in Intergenerational Mobility, Paper for Conference on IGM, Institute for Research on Poverty, Madison.
- Noll, H.-H., Weick, S. (2009): Große Disparitäten im Auskommen mit dem Einkommen, in: *Informationsdienst Soziale Indikatoren (ISI)* 42, S. 6-10.
- Ramos, X. (1997): Topics on Income Distribution and Earnings Dynamics, PhD. Dissertation, University of Essex.
- Riphahn, R. T., Serfling, O. (2005): Item Non-response on Income and Wealth Questions, *Empirical Economics*, 30 (2), S 521-538.
- Rässler, S., Riphahn, R. T. (2006): Survey Item Non-Response and its Treatment, in: *Allgemeines Statistisches Archiv*, 90, S. 213-228.
- Schupp, J.; J. R. Frick; J. Goebel; M. M. Grabka; O. Groh-Samberg und G. G. Wagner (2009): Zur verbesserten Erfassung von Nettohaushaltseinkommen und Vermögen in Haushaltssurveys, in: Druyen, T.; Lauterbach, W.; Grundmann, M. (Hrsg.): *Reichtum und Vermögen. Zur gesellschaftlichen Bedeutung der Reichtums- und Vermögensforschung*, VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 85-97.
- Schwarze, J. (1995): Simulating German Income and Social Security Tax Payments Using the GSOEP. *Cross-National Studies in Aging*, Program Project Paper No. 19. Syracuse University, USA.
- Shorrocks, A. (1978a): Income Inequality and Income Mobility, in: *Journal of Economic Theory*, 19(2), S. 376-393.
- Shorrocks, A. (1978b): The Measurement of Mobility, in: *Econometrica*, 46(5), S. 1013-1024.
- Spieß, M., Goebel, J. (2005): On the Effect of Item Nonresponse on the Estimation of a Two-Panel-Waves Wage Equation, in: *Allgemeines Statistisches Archiv*, 1, S. 63-74.
- Starick, R., Watson, N. (2007): Evaluation of Alternative Income Imputation Methods for the HILDA Survey. HILDA Project Technical Paper Series No. 1/07, Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research, University of Melbourne.
- Trede, M. (1994): Statistical Inference in Mobility Measurement: Sex Differences in Earnings Mobility, Seminar of Economic and Social Statistics, University of Cologne, April 1994.
- Van De Gaer, D., Martinez, M., Schokkaert, E. (1998): Measuring Intergenerational Mobility and Equality of Opportunity, CES Discussion Paper DPS 98.10, K.U. Leuven, Belgium.
- Wagner, G. G., Frick, J. R., Schupp, J. (2007): The German Socio-Economic Panel Study (SOEP): Scope, Evolution and Enhancements, in: *Schmollers Jahrbuch* 127 (1), S. 139-170.
- Wagner, G. G., Goebel, J., Krause, P., Pischner, R., Sieber, I. (2008): Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) – Multidisziplinäres Haushaltspanel und Kohortenstudie für Deutschland: eine Einführung (für neue Datennutzer) mit einem Ausblick (für erfahrene Anwender), in: *AStA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv* 2 (4), S. 301-328.
- Watson N, Wooden M (2009): Identifying factors affecting longitudinal survey response, in: P. Lynn (ed.), *Methodology of Longitudinal Surveys*. London: John Wiley and Sons, S. 157-169.

6 Anhang: Verteilungs- und Mobilitätsmaße

Armuts-Maße nach Foster-Greer-Thorbecke (vgl. Foster et al. 1984)

$$FGT_{\alpha} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^H \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^{\alpha}$$

N bezeichnet hierbei die Gesamtzahl der Personen der Population, H die Zahl derjenigen Personen, deren Einkommen unterhalb der (exogen gegebenen) Armutsgrenze (z) liegt und y_i das persönliche Äquivalenzeinkommen der (armen) Person i. Über die Wahl des Sensitivitätsparameters α können folgende Indizes berechnet werden: $\alpha=0$: Anteil der Personen, die unterhalb der Armutsgrenze leben, an der Gesamtpopulation (Armutsrisikoquote), $\alpha=1$: durchschnittlicher Anteil an der Höhe der Armutsgrenze, der dem persönlichen Einkommen fehlt, um zur Armutsgrenze aufzuschließen (Armutsücke), $\alpha=2$: Ungleichheit innerhalb der armen Population – dieses Maß nimmt einen umso höheren Wert an, je stärker das Einkommen der Armen streut (Armutsintensität).

Gini-Koeffizient (vgl. Gini 1921)

$$G = \frac{1}{n} \left(n + 1 - 2 \left(\frac{\sum_{i=1}^n (n + 1 - i)y_i}{\sum_{i=1}^n y_i} \right) \right)$$

mit der Populationszahl n und dem individuellen Äquivalenzeinkommen y_i von Individuum i. Dieses Verteilungsmaß nimmt bei völliger Gleichverteilung den Wert Null und bei Konzentration des gesamten Einkommens auf eine Beobachtung einen Wert von 1 an. Die Verteilung ist daher umso ungleichmäßiger, je höher der Gini-Koeffizient ist. Dieses Maß ist besonders geeignet, um Änderungen der Ungleichheit in der Mitte der Verteilung zu beurteilen.

Mean-Logarithmic-Deviation (vgl. Cowell 1995)

$$MLD = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{\mu}{y_i} \right),$$

mit der Populationszahl n, dem arithmetischen Mittel der Einkommen μ und dem Äquivalenzeinkommen y_i des Individuums i. Dieses Verteilungsmaß reagiert sensitiv auf Änderungen der Verteilung am unteren Einkommensrand.

Half-Squared-Coefficient of Variation (vgl. Cowell 1995)

$$HSCV = \frac{1}{2n * \mu^2} \sum_{i=1}^n (y_i^2 - \mu^2),$$

wiederum mit der Populationszahl n, dem arithmetischen Mittel der Einkommen μ und dem persönlichen Äquivalenzeinkommen y_i des Individuums i. Dieses Verteilungsmaß reagiert sensitiv auf Änderungen am oberen Ende der Verteilung.

S80/S20

Hierfür wird die Summe aller Einkommen des obersten Einkommensquintils durch die Summe aller Einkommen des unteren Einkommensquintils dividiert. Es nimmt umso größere Werte an, je mehr (weniger) Einkommen die reichsten (ärmsten) 20% einer Bevölkerung auf sich vereinen, also je ungleicher eine Einkommensverteilung ist.

Mobilitätsindex nach Shorrocks (1978a)

Dieses Maß beschreibt die (Einkommens)Mobilität der Ungleichheit einer Population.

$$M = 1 - \frac{I \left[\sum_{t=1}^T Y_t \right]}{\sum_{t=1}^T [w_t * I(Y_t)]} \quad \text{mit } w_t = \frac{m[Y_t]}{m \left[\sum_{t=1}^T Y_t \right]}$$

Hierbei ist $I(\cdot)$ ein momentbasiertes Ungleichheitsmaß (in diesen Untersuchungen: Gini-Koeffizient), Y_t ein Einkommensvektor (über alle Individuen) zum Zeitpunkt t und $m(\cdot)$ das arithmetische Mittel.

Pro-Kopf-Mobilität und prozentuale Mobilität nach Fields & Ok (1996)

$$m_n(x, y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |x_i - y_i| \quad (\text{Pro-Kopf-Mobilität}) \quad \text{und}$$

$$p_n(x, y) = \frac{\sum_{i=1}^n |x_i - y_i|}{\sum_{i=1}^n x_i} \quad (\text{prozentuale Mobilität}),$$

x_i und y_i sind die Einkommen eines Individuums i zu zwei Zeitpunkten, n ist die Gesamtpopulation.

Fields & Ok (1999), non directional

$$m_n(x, y) = c \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |\log y_i - \log x_i| \right)$$

x_i und y_i sind die Einkommen eines Individuums in zwei Zeitpunkten, n die Gesamtpopulation und c eine positive Konstante.

Quintilsmatrixmobilität (vgl. z.B. Shorrocks 1978b, Trede 1994, Ramos 1997, van de Gaer et al. 1998)

Die Quintilsmatrixmobilität basiert auf der Wahrscheinlichkeit, mit der Individuen einer Längsschnittpopulation von einem Einkommensquintil im Zeitpunkt t_0 in ein anderes Quintil im Zeitpunkt t_1 wechseln.