



Irene Becker

EVS und SOEP: methodische Aspekte bei Verteilungsanalysen

soeb-Working-Paper 2014-3

Forschungsverbund Sozioökonomische Berichterstattung
Internet: www.soeb.de
Koordination: Soziologisches Forschungsinstitut Göttingen (SOFI) e.V.
Friedländer Weg 31
D-37085 Göttingen
Projektleitung: Dr. Peter Bartelheimer

Inhaltsverzeichnis

Zusammenfassung.....	3
Abstract.....	3
1. Hintergrund und Ziel der Untersuchung.....	4
2. Erhebungsinhalte und -design von EVS und SOEP: ein kurzer Überblick.....	4
2.1 Einkommens- und Verbrauchsstichproben (EVS)	5
2.2 Sozio-oekonomisches Panel (SOEP).....	7
3. Spezielle methodische Aspekte bei EVS-Analysen	9
3.1 „Abschneidegrenze“	9
3.2 Hochrechnung	10
3.3 Datenprüfungen	13
3.4 Probleme infolge des Quartalsbezugs der Daten	14
4. Spezielle methodische Aspekte bei SOEP-Analysen.....	17
4.1 Hochrechnung für Querschnittsanalysen	17
4.2 Methodische Ansätze bei unvollständigen Einkommensangaben	23
4.2.1 Problemskizze	23
4.2.2 Imputierte Einkommen im SOEP	26
4.2.3 Ein Mittelweg: Imputationen in Grenzen	29
5. Nachweis ausgewählter Einkommensarten	34
6. Zusammenfassung.....	41
7. Literatur	44

Zusammenfassung

Im Vorfeld von Analysen der personellen Einkommensverteilung auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichproben (EVS) und des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) stellen sich grundsätzliche methodische Fragen. Beide Haushaltsstichproben unterscheiden sich wesentlich hinsichtlich der Erhebungsinhalte, der Stichprobenrekrutierung und -größe, der zeitlichen Bezüge und des Beobachtungshorizonts (Querschnitts- versus Längsschnittstudie) sowie der Gestaltung und Durchführung der Befragung. Mit dem vorliegenden Papier werden daraus resultierende spezifische Probleme sowie Anforderungen an Datenaufbereitung, Hochrechnung und Analyse aufgezeigt. Abschließend werden aggregierte Ergebnisse von EVS und SOEP entsprechenden Zahlen der amtlichen Statistik gegenübergestellt. Damit sollen besondere Einschränkungen der Repräsentativität aufgedeckt werden. Das Aggregat der „Masseneinkommen“ aus unselbständiger Arbeit wird nahezu vollständig, die wesentlichsten Transfers der staatlichen sozialen Sicherungssysteme werden weitgehend nachgewiesen. Demgegenüber sind die Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen unzureichend erfasst, was als Einschränkung der Aussagekraft von EVS und SOEP zu berücksichtigen ist. Letztlich muss mit einem „Mittelstands-Bias“ gerechnet werden. Ungleichheitsmaße auf der Basis von Stichproben sollten deshalb eher als untere Grenzwerte der tatsächlichen Spreizung in der Einkommensverteilung interpretiert werden. Diese Vorbehalte betreffen allerdings weniger die sich ergebende Entwicklungsrichtung der Indikatoren als deren absolutes Niveau.

Abstract

When analysing income distribution with data of the Income and Consumption Surveys (EVS) and the Socio-economic Panel (SOEP) some methodological questions should be discussed in advance. Between these household surveys there are great differences in many aspects, namely in subjects covered, in sampling method and sample size, in accounting period and time horizon (cross-section versus longitudinal survey) as well as in design and implementation of questioning. This paper deals with specific problems resulting from the both approaches of inquiry and with requirements to concepts of data editing, weighting and analysing. Finally aggregates based on EVS and SOEP are compared with official statistics. This procedure aims to get an impression about coverage of income components and some population groups by the surveys. Labour income is nearly completely, social transfers are broadly represented. But the sum of reported income from self employment and from assets falls short by far from the official aggregate. Insofar evidence of EVS- and SOEP-results is restricted, and indicators probably are biased because of overrepresentation of middle income groups. Thus, inequality measures based on survey data should be interpreted as lower limit of real dispersion of incomes. Indeed, this objection concerns especially the level of inequality indicators but only little their development in time.

1. Hintergrund und Ziel der Untersuchung

Seit den 1980er Jahren werden die Einkommens- und Verbrauchsstichproben (EVS) einerseits und das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) andererseits für Analysen der Einkommensverteilung, aber auch zur Untersuchung der Vermögensverteilung und der Konsumausgaben (EVS) herangezogen. Im Rahmen der Arbeitspakete 10 (Entwicklung der Einkommens- und Vermögensverteilung) und 16 (Schichtspezifische Konsumniveaus und –strukturen) des Verbundvorhabens „Dritter Bericht zur sozioökonomischen Entwicklung in Deutschland“¹ (im Weiteren kurz: *soeb* 3) sollen beide Datenquellen teilweise parallel ausgewertet werden. Der „zweigleisigen“ Vorgehensweise liegt zum Einen die Erfahrung zugrunde, dass die Ergebnisse von EVS und SOEP zu Ungleichheit, Armut und Reichtum teilweise voneinander abweichen. Dementsprechend soll die Bandbreite der Ergebnisse in den Blick genommen und der verbleibenden Ungewissheit Rechnung getragen werden. Zum Anderen unterscheiden sich die Erhebungsinhalte von EVS und SOEP erheblich, so dass die Datenquellen für die Bearbeitung spezieller Fragestellungen nicht gleichermaßen geeignet sind. Beispielsweise sind Untersuchungen zur Konsumteilhabe eher mit der EVS, Analysen der Erwerbsteilhabe und Stundenlöhne insbesondere mit dem SOEP durchführbar.

In der vorliegenden Dokumentation werden die empirischen Grundlagen der weiteren Projektarbeiten dargelegt. Neben einer kurzen Skizzierung der Stichproben- und Befragungskonzepte von EVS und SOEP (Kapitel 2) werden spezielle methodische Probleme bzw. Optionen diskutiert (Kapitel 3 und 4). Schließlich werden die aus den Haushaltsbefragungen resultierenden Aggregate einiger Einkommensarten mit denen amtlicher Statistiken verglichen, um einen Eindruck über die Repräsentativität der Ersteren zu gewinnen (Kapitel 5). Mit diesen Informationen soll die Interpretation der aus EVS und SOEP resultierenden – möglicherweise unterschiedlichen – Ergebnisse erleichtert werden.

2. Erhebungsinhalte und -design von EVS und SOEP: ein kurzer Überblick

Mit den Einkommens- und Verbrauchsstichproben (EVS) und dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) liegen umfangreiche Mikrodaten vor, mit denen Bevölkerung in Deutschland und zentrale Dimensionen der Lebenslagen repräsentativ erfasst werden sollen. Beide Erhebungen beziehen sich auf private Haushalte in Deutschland. Somit sind die in Einrichtungen (Kasernen, Altersheimen, Wohnheimen, Justizvollzugsanstalten etc.) lebenden Personen sowie Personen ohne festen Wohnsitz (Wohnsitzlose, Nichtsesshafte) bei den Stichprobenziehungen grundsätzlich ausgeschlossen. Sie werden mit dem SOEP zwar insofern erfasst, als Personen im Verlauf der Wiederholungsbefragungen von privaten Haushalten in den An-

¹ www.soeb.de, Stand: 15.10.2014.

staltsbereich wechseln, also z.B. bei starken gesundheitlichen Beeinträchtigungen in ein Alters- oder Pflegeheim ziehen. Da die Bevölkerungsgruppe in Einrichtungen insgesamt aber nicht repräsentativ erfasst wird, beschränken sich die Analysen im Rahmen der Arbeitspakete 10 und 16 auch hinsichtlich des SOEP auf die Bevölkerung in privaten Haushalten.

2.1 Einkommens- und Verbrauchsstichproben (EVS)

Mit den seit 1962/63 in ungefähr fünfjährigem Abstand durchgeführten EVS werden detailliert Einnahmen und Ausgaben der privaten Haushalte, ihre Wohnbedingungen sowie die wichtigsten Vermögensarten (Geld- und Immobilienvermögen, Ausstattung mit langlebigen Gebrauchsgütern) und Schulden erfasst. Nach Betriebsvermögen wird allerdings nicht gefragt. Der demografische Merkmalskatalog umfasst alle wesentlichen Variablen, mittlerweile auch Angaben zur Arbeitszeit. Darüber hinaus gehende Hinweise auf besondere Belastungen und auf die soziale Herkunft sowie subjektive Items werden aber nicht erhoben. Zudem sind die EVS als Querschnittsbefragungen angelegt; die teilnehmenden Haushalte können also nicht im Zeitablauf beobachtet werden, auch wenn es sich zu einem großen Teil um Haushalte aus früheren Erhebungen der amtlichen Statistik (EVS und Laufende Wirtschaftsrechnungen) handelt.²

Eine Stärke der EVS gegenüber – abgesehen vom Mikrozensus – anderen sozialwissenschaftlichen Umfragen ist ihr großer Stichprobenumfang, der laut Gesetz maximal 0,2% der Erhebungsgesamtheit umfassen soll – das waren 77.648 Haushalte im Jahr 2008 – und 2008 bei gut 55.000 Haushalten (ca. 70% des Maximums) lag. Die Auswahl der EVS-Haushalte erfolgt als nicht-probabilistische Quotenstichprobe, deren Ergebnisse auf der Basis des jeweils vorangegangenen Mikrozensus – unter Berücksichtigung sozio-demografischer Merkmale und der Verteilung nach Nettoeinkommensklassen – hochgerechnet werden (vgl. Kapitel 3.2). Die Abweichung vom stichprobentheoretisch idealen Zufallsverfahren beruht auf der Erfahrung aus einer Testerhebung, dass infolge der Freiwilligkeit der Beteiligung an den umfangreichen Befragungen im Falle einer Zufallsauswahl die Responseraten sehr gering (9% bis 15%) und die Zahl der notwendigen Kontaktaufnahmen (Bruttostichprobe) und damit die Kosten entsprechend hoch wären. Bei einer derart geringen Ausschöpfungsrate wäre zudem der systematische Fehler so groß, dass er den dann abschätzbaren Zufallsfehler bei Weitem übersteigen würde (vgl. StBA 2013: 4, 14). Mit systematischen Fehlern muss allerdings auch beim Auswahlverfahren der EVS gerechnet werden. Denn mit den Werbemaßnahmen der statistischen Ämter – über Presse, Rundfunk und Fernsehen, mit Broschüren, Faltblättern und Plakaten, direkten Anschreiben und direktem Anwerben von Haushalten aus früheren Erhebungen (vgl. StBA 2013: 26 f.) – werden nicht alle Bevölkerungsschichten gleichermaßen erreicht und zur Teilnahme bewegt. Allein der für die Befragten hohe Aufwand infolge

² Vgl. Statistisches Bundesamt (StBA) 2013: 26 f.; demnach hat fast die Hälfte der Haushalte der EVS 2008 bereits an einer früheren Erhebung oder an den Laufenden Wirtschaftsrechnungen (LWR) teilgenommen.

des umfangreichen Erhebungsprogramms, das eine genaue Buchführung über Einnahmen und Ausgaben erfordert (s.u.), kann trotz Quotierung und intensiven Werbemaßnahmen zu einer Selektivität der Stichprobe führen. So gibt es einige Indizien für einen Mittelstands-Bias, der im Einzelnen aber nicht quantifizierbar ist (vgl. Hauser/Becker 2001: 49 f., 53-60; Becker/Hauser 2003: 78-81)³. Dieses Problem ist freilich bei der Betrachtung von Änderungen der Einkommensverteilung weniger gravierend, sofern die systematischen Verzerrungen in den einzelnen Erhebungen in etwa gleich sind.

Zu den aus der Stichprobenart möglicherweise folgenden Verzerrungen kommen weitere Einschränkungen der Repräsentativität durch die offensichtlich unzureichende Berücksichtigung der Haushalte mit ausländischer Bezugsperson (vgl. Grabka u.a. 2008: 26, 111). Diese werden zwar seit 1993 grundsätzlich einbezogen; die Teilnahmebereitschaft ist aber gering, so dass spezielle Analysen zur Situation der ausländischen Bevölkerung sich aus stichprobentheoretischen Gründen verbieten. Da diese Teilpopulationen zudem nicht gesondert hochgerechnet werden, ist auch mit Verzerrungen von Ergebnissen der EVS für die Gesamtbevölkerung in Privathaushalten zu rechnen. Die in der EVS bestehenden Schwierigkeiten, die ausländische Bevölkerung zu erreichen, sind wahrscheinlich zumindest teilweise auf das fehlende Angebot fremdsprachlicher Erhebungsunterlagen zurückzuführen. Die Beschränkung auf deutschsprachige Interviewer, Fragebögen und Haushaltsbücher dürfte auch zu einem Bias innerhalb der überhaupt für eine Beteiligung gewonnenen Ausländer führen, indem die nicht integrierten Teilgruppen mangels ausreichender Sprachkenntnisse „abgeschreckt“ werden.

Die EVS werden mittlerweile mit vier separaten Teilen durchgeführt. Sie umfassen einen Fragenkatalog zu allgemeinen Angaben (AA), eine Unterlage mit Fragen zum Geld- und Sachvermögen (GS), ein Haushaltsbuch zur Erfassung von Einnahmen und Ausgaben (HB) und ein Feinaufzeichnungsheft für Nahrungsmittel, Getränke und Tabakwaren (FA NGT). Die Erhebung der allgemeinen Angaben und der Vermögen bezieht sich auf den Stichtag des jeweiligen 1. Januar, das Haushaltsbuch wird seit der EVS 1998 für ein Quartal (davor: ein Jahr), das Feinaufzeichnungsheft über einen Monat geführt – Letzteres allerdings nur von einem Fünftel der Gesamtstichprobe. Erwartungsgemäß sind die Beteiligungen nicht bei allen Erhebungsteilen gleich. 2008 wurden bei den allgemeinen Angaben mit 58.984 Haushalten 76% des Erhebungssolls von 0,2% der Haushalte bzw. 72% der Bruttostichprobe von 81.530 Haushalten erreicht, die Vermögensfragen haben mit 56.274 noch 72% des Solls und 69% der Bruttostichprobe beantwortet, und das Haushaltsbuch wurde von 55.110 Haushalten, in denen 125.714 Personen lebten, bzw. 71% des Solls und 68% der Bruttostichprobe ausgefüllt (vgl. StBA 2013: 6; StBA 2012:5).

³ Zur Bedeutung der oberen „Abschneidegrenze“ vgl. Becker/Hauser 2003: Kapitel 3.1.

Im Gegensatz zum SOEP werden Datensätze der amtlichen Statistik – also auch die der EVS – nicht vollständig, sondern nur als faktisch anonymisierte, nach dem Zufallsprinzip gebildete Teilstichproben der Wissenschaft zur Verfügung gestellt. Diese Bildung von scientific use files wird mit dem Datenschutz begründet, und die Größe der Unterstichprobe ist von der Zahl der benötigten Variablen abhängig. Da für Fragestellungen des Arbeitspakets 10 und der damit verbundenen Thematik des Arbeitspakets 16 alle Einkommens-, Vermögens- und Konsumdaten relevant sind, können nur die faktisch anonymisierten 80%-Teilstichproben der EVS (Grundfiles 3) herangezogen werden. Wie sich aus einer früheren Studie ergeben hat, kann diese Beschränkung durchaus zu abweichenden Ergebnissen gegenüber denen aus dem Gesamtdatensatz führen (vgl. Grabka u.a. 2008: 22-24) – Ergebnisse müssen also unter einem entsprechenden Vorbehalt interpretiert werden.

2.2 Sozio-oekonomisches Panel (SOEP)

Im Gegensatz zur EVS ist das SOEP (vgl. Wagner u.a. 2008) eine Längsschnitt-Erhebung mit seit 1984 alljährlicher Wiederholungsbefragung derselben Personen – sofern ihre Teilnahmebereitschaft aufrechterhalten werden kann. Der Fragenkatalog umfasst einerseits mehr Lebensbereiche als der der EVS, indem neben dem Einkommen eine Vielzahl soziodemografischer Merkmale, besondere Belastungen sowie auch einige subjektive Indikatoren erhoben werden; andererseits werden Konsumausgaben und der Wert des Geld- und Immobilienvermögens nicht kontinuierlich erfasst. Erstere wurden bisher nur einmal erhoben (2010, retrospektiv für das Vorjahr), das Vermögen nach 1988 erst wieder in den Jahren 2002, 2007 und 2012, wobei nunmehr auch das Betriebsvermögen erfragt wurde. Der Stichprobenumfang ist mit ca. 12.250 Haushalten im Jahr 2012 zwar wesentlich kleiner als der der EVS, für viele Fragestellungen aber dennoch ausreichend. Der exogenen Bevölkerungsdynamik infolge von Zuwanderung wurde durch die Ziehung entsprechender Ergänzungstichproben Rechnung getragen und somit ein hohes Maß an Repräsentativität auch im Bevölkerungsquerschnitt gewahrt. Wegen der unvermeidbaren „Panel-Mortalität“ werden Hochrechnungsfaktoren unter Berücksichtigung von Verbleibwahrscheinlichkeiten entwickelt (vgl. Kapitel 4.1) und regelmäßig Auffrischungs- bzw. Ergänzungstichproben gezogen.

Das SOEP ist – anders als die EVS – als Stichtagsbefragung angelegt, die Themen beziehen sich aber teilweise auf längere Zeiträume. Die Erfassung der Einkommen erfolgt zum Einen mit dem Haushaltsfragebogen, soweit es sich nicht um Individualeinkommen handelt. Das am besten informierte Haushaltsmitglied wird nach individuell nicht zurechenbaren Einkommen – wie beispielsweise nach Wohngeld – sowie pauschal nach dem Haushaltsnettoeinkommen insgesamt im Erhebungsmonat gefragt. Bei den Angaben zu Letzterem, dem so genannten income screener, ist allerdings von erheblichen Schätzfehlern auszugehen. Zum Anderen werden in den Personenfragebögen bei allen Personen ab 17 Jahren, seit 2005 ab 18 Jahren, die wichtigsten Einkommensarten enumerativ erfragt, und zwar

für den laufenden Monat und für das vorangegangene Jahr, so dass – ähnlich wie mit den EVS-Daten, dort allerdings nur quartalsbezogen – das relevante Einkommen generiert werden kann. Lohn- bzw. Einkommensteuer und Sozialversicherungsbeiträge werden allerdings nicht erhoben. Deshalb ist als Ergänzung zu den retrospektiv erhobenen Jahreseinkommen am Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) Berlin ein Steuer- und Sozialabgabenmodul entwickelt worden, mit dem Haushaltsnettoeinkommen simuliert werden (vgl. Schwarze 1995), die allerdings mangels genauer Kenntnisse über alle steuerlichen Absetzungsmöglichkeiten auf individueller Ebene teilweise zu niedrig ausfallen dürften. Bei der Erhebung der Monatseinkommen wird immerhin für die Erwerbseinkommen sowohl nach den Brutto- als auch nach den Nettobeträgen für den Vormonat gefragt, so dass die Pflichtabgaben zumindest insoweit indirekt erfasst sind. Ansonsten werden – wie für die Vorjahreseinkommen – lediglich Bruttobeträge erhoben. Da viele Transfereinkommen steuerfrei sind, ist die fehlende direkte Erhebung von Steuern und Sozialversicherungsbeiträgen zwar insoweit irrelevant, nicht aber bei Renten- und Pensionsempfänger/inne/n und hinsichtlich der Vermögenseinkommen. Die Generierung eines Haushaltsnettoeinkommens insgesamt auf der Basis der für den Befragungsmonat erhobenen Einkommensarten erfordert also ein Simulationsmodell analog zu dem DIW-Modell bezüglich der Jahreseinkommen.

Trotz einiger Vorzüge der income screener-Variable – gleicher zeitlicher Bezugsrahmen von Soziodemografie und Einkommen, vergleichsweise wenige Antwortausfälle („missings“) – ist sie für differenzierte Verteilungsanalysen unzureichend, da die Ungenauigkeiten zu groß erscheinen und keine konsistente Verbindung zu Analysen der Markteinkommen und des Verteilungseffekts von Abgaben und Transfers hergestellt werden kann. Deshalb beziehen sich die Analysen des SOEP im Rahmen des Arbeitspakets 10 von *soeb* 3 überwiegend auf das generierte Jahreseinkommen, das aus retrospektiven Angaben der Befragten ermittelt und hier nicht dem Befragungsjahr, sondern dem Einkommensbezugsjahr zugeordnet wird. Mit der Verwendung der retrospektiven Angaben ist freilich das Problem verbunden, dass die Einkommensvariablen – da vergangenheitsbezogen – nicht immer mit den soziodemografischen Merkmalen des Haushalts zum Erhebungszeitpunkt kompatibel sind. Dies gilt insbesondere hinsichtlich des Erwerbsstatus der Personen. Wenn sich dieser zwischen dem Vorjahr und dem Befragungszeitpunkt geändert hat – z. B. bei Übergang von Erwerbstätigkeit in Arbeitslosigkeit oder Rente, Abgang aus der Arbeitslosigkeit in ein Beschäftigungsverhältnis etc. –, wird durch die Verknüpfung des retrospektiv erfassten Einkommens mit der aktuellen sozialen Stellung der tatsächliche Zusammenhang zwischen soziodemografischem Merkmal und Einkommenssituation tendenziell zu schwach wiedergegeben. Dies ist bei der Interpretation entsprechender gruppenspezifischer Ergebnisse zu berücksichtigen.

Anders als im Rahmen der EVS werden Einkommens- und Vermögensfragen zweifach gestellt: Zunächst wird erhoben, ob das jeweilige Einkommen oder Vermögen über-

haupt vorliegt, im zweiten Schritt wird nach dem Betrag gefragt. Diese Vorgehensweise ist methodisch bedeutsam und wertvoll, da Nullbeträge von Antwortverweigerungen bzw. Nichtwissen des jeweiligen Betrags (item nonresponse) unterschieden werden können. Bei entsprechend differenzierenden Auswertungsverfahren oder Hinzuschätzung der nicht angegebenen Einkommen wird eine systematische Unterschätzung von Haushaltseinkommen vermieden (vgl. Kapitel 4.2).

Auch hinsichtlich der Stichprobenziehung ist ein wesentlicher Unterschied zur EVS zu beachten: Das SOEP ist eine mehrfach geschichtete Zufallstichprobe. Aber auch bei dieser gegenüber der Quotenstichprobe theoretisch vorteilhaften Auswahlart muss infolge von Verweigerungen der Beteiligung mit systematischen Verzerrungen gerechnet werden. Dem wird – ähnlich wie bei den EVS – mit einer Hochrechnung auf Basis des Mikrozensus anhand mehrerer demografischer Merkmale begegnet, allerdings ohne eine Anpassung auch an die Verteilung der Haushalte nach Nettoeinkommensklassen.

Ein wesentlicher Vorzug des SOEP ist die intensive und offensichtlich erfolgreiche Bemühung um eine weitgehende Repräsentation auch der ausländischen Bevölkerung. So umfasst das SOEP nicht nur eine überproportionale Substichprobe für Ausländer aus typischen Gastarbeiterländern⁴ (zu Beginn des Panels) und für Zuwanderer (erstmalig 1994/95). Die Erhebungsunterlagen wurden zudem in die wichtigsten Fremdsprachen übersetzt und von entsprechend geschulten Interviewern vermittelt, so dass auch nicht oder nur wenig integrierte Ausländergruppen erreicht wurden.

3. Spezielle methodische Aspekte bei EVS-Analysen

3.1 „Abschneidegrenze“

Die geringe Teilnahmebereitschaft von Haushalten mit sehr hohen Einkommen hat das Statistische Bundesamt dazu veranlasst, bei den EVS eine so genannte obere Abschneidegrenze einzuführen. Haushalte mit einem monatlichen Nettoeinkommen oberhalb des Grenzwerts werden bei Auswertungen des Amtes und auch bei der Weitergabe der Daten als scientific use files ausgeschlossen, da die geringen Fallzahlen einen zu großen Fehlerspielraum implizieren. Die Abschneidegrenze lag 2003 und 2008 bei 18.000 €, das entspricht einem jährlichen Haushaltsnettoeinkommen von 216.000 €. Über die Größe der dadurch systematisch nicht erfassten Bevölkerungsgruppe und deren Einkommen liegen keine gesicherten Erkenntnisse vor. Die Zahl dieser sehr reichen Haushalte dürfte aber begrenzt sein. Unmittelbare Vergleiche mit der Einkommensteuerstatistik sind zwar nicht möglich, einige Hinweise lassen sich aber ableiten. So wurde das durchschnittliche individuelle Bruttomarkteinkommen im obersten Perzentil der Bevölkerung ab 20 Jahren im Jahr 2001 auf 239.000 € ge-

⁴ aus der Türkei, Griechenland, Spanien, Italien und aus dem damaligen Jugoslawien.

schätzt⁵ und lag damit nur wenig über der Nettoabschneidegrenze, der durchschnittliche Nettobetrag lag also wesentlich unter Letzterer, schätzungsweise bei 150.000 €. Auch wenn Haushaltseinkommen höher als die hier zu Vergleichszwecken herangezogenen Individual-einkommen ausfallen, kann angenommen werden, dass deutlich weniger als 1% der Bevölkerung oberhalb der Abschneidegrenze lebt. Dies ergibt sich auch aus einer Studie auf der Basis der Einkommensteuerstatistik 1995: Für weniger als 0,2% aller Steuerpflichtigen (ohne Verlustfälle) ergab sich ein Haushaltsnettoeinkommen oberhalb der Abschneidegrenze der EVS 1998 (35.000 DM bzw. 17.896 € pro Monat) (vgl. Merz 2001: 99-109, Tab. est3/ est4). Wegen der starken Einkommenskonzentration in der kleinen Gruppe an der Spitze der Einkommenshierarchie und einer möglicherweise seit 2000 gestiegenen Zahl der „Superreichen“ könnten die Effekte ihrer Vernachlässigung auf Verteilungsergebnisse, die sich insgesamt aus der EVS ergeben, aber doch beträchtlich sein.

Unabhängig von der viel zitierten Abschneidegrenze muss damit gerechnet werden, dass auch unterhalb dieses hohen Grenzbereichs die Haushalte zu schwach repräsentiert sind (vgl. Merz 2001: 99-109, Tab. est3/ est4).⁶ In früheren Studien finden sich Indizien einer unzureichenden Erfassung bereits ab einem jährlichen Haushaltsnettoeinkommen von ungefähr 80.000 €; dies könnte zu einer stärkeren Verzerrung von Verteilungsergebnissen führen als der Ausschluss der Haushalte oberhalb von 216.000 €.

3.2 Hochrechnung

Die Hochrechnung der EVS-Haushalte (vgl. StBA 2013: 21-24; 2010: 9) erfolgt zunächst unter Berücksichtigung der Quotierungsmerkmale Haushaltstyp (7 Ausprägungen), soziale Stellung der Haupteinkommensperson (7 Ausprägungen) und monatliches Haushaltsnettoeinkommen (6 Ausprägungen). Je Kombination dieser Merkmale ergeben sich die Hochrechnungsfaktoren aus der Division der Zahl der im Mikrozensus nachgewiesenen Haushalte durch die entsprechende Zahl der teilnehmenden EVS-Haushalte. Im zweiten Schritt werden die so ermittelten Faktoren an weitere Eckwerte des Mikrozensus angepasst (Kalibrierung), nämlich an die Verteilung nach der regionalen Zugehörigkeit, nach Haushaltsgrößen und Altersgruppen der Haupteinkommensperson.

Die Gewichtungen sind also geeignet, die Struktur der Stichprobenpopulation nach Altersgruppen, Haushaltstypen, sozialen Stellungen etc. zu korrigieren. Damit kann allerdings ein eventuell vorhandener Mittelstands-Bias allenfalls teilweise (indirekt) ausgeglichen werden. Falls befragungswillige Haushalte in allen soziodemografischen Gruppen überpro-

⁵ Vgl. die Darstellung in Becker/Hauser 2009: 202, auf der Basis von Ergebnissen von Bach u.a. 2007, insbesondere S. 11 und 15, und Bach u.a. 2008, insbesondere S. 17 f.; Datenbasis: integrierter Datensatz aus SOEP und Einkommensteuerstichprobe.

⁶ Vgl. in diesem Zusammenhang auch Hauser/Becker 2005: 85 ff., wonach sich aus dem Vergleich mit den Ergebnissen einer Sonderauswertung des Mikrozensus keine Anzeichen für eine Untererfassung des Hocheinkommensbereichs in der EVS ergeben.

portional den mittleren Einkommensbereichen angehören, bleibt diese Verzerrung trotz Hochrechnung bestehen. Dies gilt nicht nur für die EVS, sondern ebenso – wenn auch wegen der anderen Stichprobenziehung möglicherweise abgeschwächt – für das SOEP. Die Berücksichtigung von 6 Einkommensklassen im Hochrechnungskonzept der EVS kann in diesem Zusammenhang nur leicht korrigierend wirken; denn die höchste Klassengrenze liegt bei einem monatlichen Haushaltsnettoeinkommen von 3.600 € (vgl. StBA 2013: 18), die oberste Einkommensgruppe der Referenzstatistik umfasst also ein breites Spektrum von Mittelstand bis Reichtum.

Neben den Haushaltshochrechnungsfaktoren werden neuerdings, d. h. für die EVS 2003, 2008 und vermutlich ebenfalls für die noch nicht verfügbare EVS 2013, auch Personenhochrechnungsfaktoren bereit gestellt. Sie sind – ausgehend von der Übertragung der Haushaltshochrechnungsfaktoren auf die Personenebene – als weitere Kalibrierung „an fachlich sinnvolle und verfügbare Rahmendaten aus dem Mikrozensus 2008“ (StBA 2012: 8) konzipiert. Für die Anpassung wurden neben Haushaltsmerkmalen – Haushaltstyp, Haushaltgröße, Bundesland, Anschreibequartal, soziale Stellung der Haupteinkommensperson – als zentrale Personenmerkmale die Klasse des persönlichen Einkommens, Geschlecht und Alter sowie die soziale Stellung herangezogen.

Für Verteilungsanalysen stellt sich die Frage, welcher der Hochrechnungsfaktoren am ehesten geeignet ist. Wenn Individualeinkommen – z.B. Löhne und Gehälter – untersucht werden, ist der Personenhochrechnungsansatz nahe liegend. Wenn der Fokus aber auf der Verteilung von Wohlstandspositionen in der Gesamtbevölkerung liegt, ist auch die Verwendung des alternativen Konzepts denkbar. Wegen des entscheidenden Einflusses des Haushaltskontextes auf das Nettoäquivalenzeinkommen, das allen Personen im jeweiligen Haushalt zugerechnet wird, und auf die Konsumausgaben könnte für Analysen in den Arbeitspaketen 10 und 16 der Haushaltshochrechnungsfaktor zentral sein. Dieser wäre jedem Mitglied des jeweiligen Haushalts zuzuordnen. Die implizite Annahme dieses Ansatzes, dass die Haushalte nach Hochrechnung auch repräsentativ für die jeweiligen Haushaltsmitglieder sind, erscheint als vertretbar. Leichte Abweichungen der so mit der EVS erfassten Bevölkerungsstruktur gegenüber dem Mikrozensus würden als weniger gewichtig bewertet als Differenzen zwischen den Haushaltsstrukturen von EVS und Referenzstatistik. Bei Verwendung des Haushaltshochrechnungsfaktors wäre implizit entschieden, dass Ungenauigkeiten beispielsweise in der erfassten Altersstruktur der Personen in Mehrpersonenhaushalten eher hinzunehmen sind als Einflüsse der Kalibrierung an die personelle Altersstruktur auf die auf Haushaltsebene resultierenden Einkommenspositionen.

Tabelle 1: Verteilung der Bevölkerung in Privathaushalten nach Haushaltstypen¹ und gruppen-spezifische Nettoäquivalenzeinkommen bei alternativen Hochrechnungen

	EVS 2003, Hochrechnung mit ...							
	PHRF				HHRF			
	Personen		Einkommen ² in € p. M.		Personen		Einkommen ² in € p. M.	
	in Tsd.	in %	mean	Median	in Tsd.	in %	mean	Median
Alleinlebende	13.903	17,1	1.608	1.373	14.050	17,4	1.679	1.385
Paare ohne Kind	22.157	27,2	2.099	1.824	22.319	27,6	2.140	1.848
Alleinerziehende	3.339	4,1	1.228	1.072	3.219	4,0	1.273	1.097
Paare, 1 Kind	7.456	9,1	1.897	1.724	7.766	9,6	1.880	1.708
2 Kinder	11.542	14,2	1.850	1.693	11.561	14,3	1.879	1.709
3+ Kinder	5.318	6,5	1.717	1.551	5.208	6,4	1.744	1.576
Sonstige	17.799	21,8	1.999	1.822	16.718	20,7	1.935	1.768
insgesamt	81.513	100,0	1.879	1.667	80.840	100,0	1.895	1.670
	EVS 2008, Hochrechnung mit ...							
	PHRF				HHRF			
	Personen		Einkommen ² in € p. M.		Personen		Einkommen ² in € p. M.	
	in Tsd.	in %	mean	Median	in Tsd.	in %	mean	Median
Alleinlebende	15.355	18,9	1.748	1.485	15.537	19,3	1.727	1.445
Paare ohne Kind	22.915	28,2	2.339	2.006	22.883	28,4	2.261	1.916
	EVS 2008, Hochrechnung mit ...							
	PHRF				HHRF			
	Personen		Einkommen ² in € p. M.		Personen		Einkommen ² in € p. M.	
	in Tsd.	in %	mean	Median	in Tsd.	in %	mean	Median
Alleinerziehende	3.260	4,0	1.202	1.044	3.132	3,9	1.313	1.127
Paare, 1 Kind	7.255	8,9	2.067	1.863	7.351	9,1	2.054	1.847
2 Kinder	10.137	12,5	2.022	1.813	10.525	13,1	2.052	1.848
3+ Kinder	4.341	5,3	1.776	1.574	4.476	5,6	1.822	1.613
Sonstige	17.901	22,1	2.034	1.866	16.623	20,6	2.028	1.847
insgesamt	81.164	100,0	2.020	1.772	80.526	100,0	2.002	1.746

Legende:

PHRF = Personenhochrechnungsfaktor

HHRF = Haushaltshochrechnungsfaktor, der jeder Person im Haushalt zugeordnet wurde

mean = arithmetischer Mittelwert

¹ Als Kinder zählen Personen unter 18 Jahren. Familien mit mindestens einem älteren Kind werden unter Sonstige erfasst.

² Monatsdurchschnitt der für das Befragungsquartal berechneten Haushaltsnettoeinkommen einschließlich Mietwert selbst genutzten Wohneigentums (Abgrenzung des Statistischen Bundesamtes (Variable: ef58) in StBA 2010: 9), gewichtet mit der modifizierten OECD-Skala.

Quelle: FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder, EVS 2003 und 2008 (Gesamtdatensatz); eigene Berechnungen (kontrollierte Datenfernverarbeitung).

Insgesamt zeigen sich nur geringe Unterschiede zwischen den Ergebnissen beider Gewichtungskonzepte, wie Tabelle 1 für die EVS 2003 und 2008 zeigt.⁷ Bei Verwendung der Haushaltshochrechnungsfaktoren resultieren vergleichsweise

⁷ Die Ergebnisse basieren nicht auf scientific use files, sondern auf den Gesamtdatensätzen der EVS

- größere Bevölkerungsanteile der Alleinlebenden, der Paare ohne Kind und – insbesondere 2008 – der Paare mit Kindern unter 18 Jahren und geringere Anteile der sonstigen Haushalte;
- höhere Mittelwerte der Nettoäquivalenzeinkommen der Alleinlebenden und Paare ohne Kinder im Jahr 2003, aber geringere Mittelwerte dieser beiden Gruppen und auch insgesamt für das Jahr 2008.

Diese Abweichungen halten sich zwar in engen Grenzen; stärker differenzierende Auswertungen können dennoch zu größeren Ergebnisunterschieden führen.

3.3 Datenprüfungen

Die Erhebung von Einnahmen und Ausgaben erfolgt in der EVS über kontinuierliche Anschreibungen in einem Haushaltsbuch über den Erhebungszeitraum von derzeit einem Quartal. Diese Methode kann sich für viele Fragestellungen positiv auswirken, da mit einem höheren Erfassungsgrad als bei retrospektiven Fragen oder bei einer Momentaufnahme nach dem Stichtagskonzept zu rechnen ist. Zudem wird so eine Budgetierung ermöglicht, die im Rahmen der Datenaufbereitung für intensive Plausibilitätskontrollen genutzt wird: „Im Rahmen der Budgetierung wird überprüft, ob die Einnahmen und Ausgaben in einem ausgewogenen Verhältnis zueinander stehen. Da in der EVS alle Einnahmen und Ausgaben erhoben werden, müssten sie theoretisch zumindest weitgehend übereinstimmen.⁸ Aufgrund von Ungenauigkeiten in der Anschreibung, trifft diese Annahme allerdings in der Praxis nicht immer zu. Die Budgetierung dient an dieser Stelle dazu, den Umfang an inkonsistenten oder unplausiblen Angaben zu kontrollieren und zu begrenzen. Liegen die Abweichungen zwischen Einnahmen und Ausgaben innerhalb eines bestimmten Toleranzbereichs, so werden sie in den endgültigen Datensatz aufgenommen. Liegen sie außerhalb des Toleranzbereichs, so werden die Angaben weiter geprüft und der Datensatz gegebenenfalls aus dem Material ausgemustert. Abweichungen, die nach der Budgetierung bestehen bleiben, sind gering und werden in der Ergebnisveröffentlichung als „statistische Differenz“ nachgewiesen.“ (StBA 2013: 12) Bei diesen Prüfungen wird davon ausgegangen, dass bei einer fehlenden Angabe die jeweilige Einnahmen- oder Ausgabenart nicht vorliegt; Antwortverweigerungen können nicht erkannt werden⁹. Wenn die Gesamteinnahmen zwischen 80% und 120% der Gesamtausgaben liegen, werden die Angaben generell akzeptiert. Bei einer Relation außerhalb die-

2003 und 2008. Sie wurden im Rahmen des Projekts „Das Grundsicherungsniveau: Ergebnis der Verteilungsentwicklung und normativer Setzungen“, das von der Hans-Böckler-Stiftung gefördert wurde, auf dem Weg der kontrollierten Datenfernverarbeitung ermittelt.

⁸ Abweichungen in der EVS 2008 können daraus resultieren, dass die Veränderungen beim Bargeldbestand nicht erfasst wurden.

⁹ Anders als im SOEP (vgl. Kapitel 2.2 und Kapitel 4.2) umfassen die Erhebungsunterlagen keine Filterfrage, ob die jeweilige Einkommensart bezogen wurde, sondern nur die Frage nach dem Betrag. Somit liegt auch keine Basis für Imputationen vor – mit Ausnahme des Rückkaufwerts von Versicherungsguthaben; zudem wird der Mietwert selbst genutzten Wohneigentums grundsätzlich nach einem allgemeinen Algorithmus imputiert (StBA 2013: 31).

ses Toleranzbereichs und erfolglosen Klärungsversuchen – auch mit Rückfragen bei den jeweiligen Haushalten – wird der betroffene Haushalt aber nicht grundsätzlich aus dem Datenmaterial ausgeschlossen: Im Zuge von Einzelfallentscheidungen werden unplausible Fälle von besonders unterrepräsentierten Gruppen (Haushalte von Landwirt/inn/en, Selbständigen) nicht ausgeklammert (StBA 2013: 30 f.). Diese nicht standardisierte und nicht dokumentierte Verfahrensweisen bedeuten ebenso wie Unklarheiten über das Ausmaß und die Art der „Bereinigung des Datenmaterials um offensichtliche Fehler“ (StBA 2013: 29) eine gewisse Erschwernis für Datennutzer/innen.

3.4 Probleme infolge des Quartalsbezugs der Daten

Während der Erhebungszeitraum für alle Befragten in den früheren EVS ein Jahr umfasste, ist er seit der Erhebung von 1998 auf drei Monate beschränkt. Für Gruppierungen nach sozio-demografischen Merkmalen wird auf die während des Befragungszeitraums überwiegende Ausprägung der jeweiligen Variablen Bezug genommen. Trotz der auf Quartale begrenzten Befragungszeiträume werden wegen des angewandten Rotationsverfahrens – jeweils ein Viertel der Stichprobenteilnehmer wird in je einem Quartal befragt – Daten während des gesamten Jahres erhoben. Mit der Verkürzung der Anschreibeperiode sollte die Belastung der Befragten vermindert und so die Teilnahmebereitschaft der Haushalte erhöht werden. Diese für die Repräsentativität der EVS sicher förderliche Maßnahme führt allerdings dazu, dass infolge saisonaler Schwankungen bzw. unregelmäßig anfallender Einnahmen und Ausgaben Ergebnisse verschiedener Quartalspopulationen nur begrenzt vergleichbar sind. Zudem sind damit systematische Verzerrungen infolge von über das Anschreibequartal hinausgehenden zeitlichen Bezügen bestimmter Einnahmen und Ausgaben angelegt.

- Das Weihnachtsgeld bzw. 13./14. Monatsgehalt wird nur bei den Befragten des letzten Quartals erfasst, so dass das entsprechende Durchschnittseinkommen, aber auch die Ungleichheit – da die Einmalzahlungen stark streuen – tendenziell höher ausfallen müsste als in den anderen Quartalen.¹⁰
- Ähnliches gilt hinsichtlich des Urlaubsgeldes, auch wenn diese Zahlung nicht prinzipiell in einem speziellen Quartal anfällt.
- Auch Zinseinnahmen und Dividenden fallen nicht kontinuierlich, sondern meist je Anlage nur einmal im Jahr an.

¹⁰ Eine Analyse auf Basis der EVS 1998 hat ergeben, dass das durchschnittliche laufend verfügbare Äquivalenzeinkommen mit Bezug zur alten OECD-Skala im 4. Quartal um immerhin 11% über dem Vergleichswert des 1. Quartals lag. Um derartigen implizit angelegten Verzerrungstendenzen entgegenzuwirken, wurden die EVS-Verteilungsrechnungen in früheren Arbeiten von Becker und Hauser differenziert durchgeführt: Alle Indikatoren wurden zunächst „quartalsintern“ ermittelt, anschließend wurde aus den Quartalsergebnissen das arithmetische Mittel berechnet und ausgewiesen. Quartalsunabhängige Vergleichsauswertungen haben gezeigt, dass erwartungsgemäß die Ungleichheitsindikatoren etwas höher ausfallen als die Resultate auf Basis der Mittelwerte von Quartalsergebnissen; die Abweichungen sind aber moderat. Vgl. Hauser/Becker 2005: 72; Becker/Hauser 2003: 76.

- Wenn die Auszahlung zufällig in das Anschreibequartal fällt, wird die Einkommenssituation des Empfängerhaushalts tendenziell überschätzt, sofern der gesamte Betrag dem Quartal zugeordnet bzw. mit einem Drittel als Monatseinkommen gerechnet wird.
- Falls die Auszahlung zufällig nicht in das Anschreibequartal fällt, wird die Einkommenssituation des Empfängerhaushalts tendenziell unterschätzt.

Für die Berechnung von Durchschnittswerten sind diese Aspekte zwar kaum relevant, weil sich Über- und Unterschätzungen ungefähr ausgleichen dürften. Verteilungsindikatoren werden von derartigen Problemen aber beeinflusst: Wegen der über ein Quartal hinausgehenden Periodizität von Kapitaleinkommen wird deren Ungleichverteilung mit den EVS-Daten insoweit überschätzt – wobei andere Datenprobleme möglicherweise gegenläufige Effekte haben.

- Ein weiteres Problem von Quartals- gegenüber Jahresanschreibungen ergibt sich im Falle unregelmäßig fließender Selbständigeneinkommen. Daraus folgen Verzerrungen analog zu denen bei Zinsen und Dividenden. Der Zufluss eines Honorars für einen über drei Monate hinausgehenden Auftrag im Befragungsquartal führt zur Überschätzung, ein (künftiger oder bereits erfolgter) Zufluss außerhalb des Anschreibequartals zur Unterschätzung der Einkommenssituation des Haushalts. Die Problematik verstärkt sich auf der Nettoeinkommensebene. Da Einkommensteuervorauszahlungen von Selbständigen normalerweise regelmäßig (monatlich oder quartalsweise) zu leisten sind und zudem teilweise Steuernachzahlungen unabhängig vom aktuellen Einkommen fällig werden, können Einkommensbezug und Steuerzahlung zeitlich weit auseinander fallen – die quartalsbezogene Nettoeinkommensberechnung führt dann zu unsinnigen Ergebnissen.
- Auch auf der Ausgabe Seite sind Verzerrungen bei der Verteilungsmessung analog zu denen bei den Vermögenseinkommen zu berücksichtigen, wenn auch in geringerem Umfang. Wenn einmal jährlich eine Bahncard, eine Jahreskarte für den ÖPNV, ein Jahresabonnement für eine Zeitung oder für Theaterbesuche gekauft oder eine Nachzahlung an den Energieversorger geleistet wird, werden die Ausgaben für Mobilität, Freizeit und Kultur und Energie bei einem Teil der Haushalte über-, bei anderen Haushalten (bei denen diese Ausgaben außerhalb der Anschreibequartals fällig werden) unterschätzt.

Die spezifischen Probleme bei Quartalsdaten mahnen zu einer vorsichtigen Interpretation von EVS-Ergebnissen. Im Rahmen des Arbeitspakets 10 werden die Verzerrungseffekte zumindest begrenzt, indem Hilfsvariable für Plausibilitätsprüfungen herangezogen werden:¹¹

- a) *Einkommen aus selbständiger Tätigkeit*: Da diese bei vielen Selbständigen nicht in jedem Quartal gleichermaßen anfallen, werden für die erste und zweite Person im Haushalt die erfragten Vorjahreseinkommen zur Plausibilitätsprüfung herangezogen. Bei negativem

¹¹ Die Umsetzung erfolgt in Kooperation mit Arbeitspaket 14 „Einkommen, Konsum und soziale Teilhabe im Alter“.

oder Nulleinkommen im Anschreibequartal wird der Vorjahresbetrag – sofern er sich auf mindestens 12.000 € beläuft¹² – angesetzt und auf das Quartal herunter gebrochen. Bei positiven Selbständigeneinkommen werden folgende Korrekturen vorgenommen: Im Falle von Abweichungen des auf das Jahr hochgerechneten Quartalswerts (2008) vom Vorjahreseinkommen um mehr als 30% wird ein am Vorjahreseinkommen orientierter Betrag angesetzt: 70% des Vorjahreseinkommens bei vergleichsweise geringem aktuellem Einkommen bzw. 130% des Vorjahreseinkommens bei vergleichsweise hohem aktuellem Einkommen von mindestens 9.000 € im Anschreibequartal¹³.

- b) *Einkommensteuer, Kirchensteuer und Solidaritätszuschlag*: Im Falle von Steuernachzahlungen für das Vorjahr und bei unregelmäßig fließenden Einkommensarten sind die Quartalswerte mit dem aktuellen Einkommen nicht kompatibel. Dies kann zwar nicht generell korrigiert werden; extreme Ausreißer nach oben sollen aber vermieden werden, indem die Steuern auf 50% des Bruttoeinkommens begrenzt werden.
- c) *Kapitaleinkünfte*: Falls keine Zinsen/Dividenden im Befragungsquartal angefallen sind, werden die Beträge des Vorjahres übernommen. Falls keine Beträge im Vorjahr angefallen/angegeben sind, werden die aktuellen Zinsen/Dividenden auf den angegebenen Quartalsbetrag begrenzt unter der Annahme, dass sie nur einmal jährlich anfallen, der Haushalt in den anderen Quartalen also keine Zinsen/Dividenden bezieht.¹⁴ Falls sowohl für das Vorjahr als auch für das Anschreibequartal Kapitaleinkünfte angegeben wurden, werden die Quartalsbeträge zunächst auf das Jahr hochgerechnet (mit 4 multipliziert) und dann auf maximal 125% der angegebenen Beträge des Vorjahres begrenzt. Dem liegt die Überlegung zugrunde, dass Zinsen/Dividenden häufig nur ein- oder zweimal jährlich anfallen, die einfache Hochrechnung des Quartalsbetrags auf den Jahreswert durch Multiplikation mit 4 also zu Überschätzungen führen kann.

Inwieweit mit dieser Vorgehensweise methodisch bedingten Inkonsistenzen der Einkommensdaten entgegengewirkt wird, bleibt letztlich aber ungewiss.

¹² Der Setzung des Mindestbetrags liegt die Überlegung zugrunde, dass es sich hier vermutlich um stark schwankende Nebeneinkommen handelt.

¹³ Die Setzung des Mindestbetrags für nach unten zu korrigierende Einkommen erfolgte unter dem Gesichtspunkt, dass es sich bei Bruttoeinkommen von weniger als 3.000 € im Monat häufig um Nebeneinkommen handeln dürfte, die auch von Jahr zu Jahr stark schwanken – so dass der Vorjahresbetrag keine zuverlässige Referenz ist.

¹⁴ Das bedeutet, dass die Umrechnung in einen Monatsbetrag über die Division durch 12 (nicht durch 3) erfolgt.

4. Spezielle methodische Aspekte bei SOEP-Analysen

4.1 Hochrechnung für Querschnittsanalysen

Die Anforderungen an die Methode zur Anpassung der ungewichteten Ergebnisse des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) an die Grundgesamtheit sind größer als an das Hochrechnungsverfahren der EVS. Die Ausrichtung auf den Längsschnitt und das Prinzip, alle erwachsenen Haushaltsmitglieder direkt anstatt nur einen „Stellvertreter“ zu befragen, sowie die Ziehungsdesigns der diversen Teilstichproben führen zu einem komplexen Gewichtungskonzept (vgl. Pischner 2007; Kroh 2012). Die Schätzung der Hochrechnungsfaktoren einerseits für Haushalte und andererseits für Personen erfolgt zwar zunächst wie bei der EVS nach dem Ansatz von Horvitz und Thompson (1952) prinzipiell über den Kehrwert der Auswahlwahrscheinlichkeit der jeweiligen Stichprobeneinheit. Dies ist aber für eine Längsschnittstudie insofern vielschichtig, als die Schätzung von Auswahlwahrscheinlichkeiten für die Startwelle – für die Eckwerte des jeweils aktuellen Mikrozensus (insbesondere Verteilung nach Haushaltsgrößen, Alter und Nationalität der Haushaltsmitglieder) maßgeblich sind – um die Schätzung der Verbleibe- bzw. Antwortwahrscheinlichkeit für die folgenden Wellen erweitert werden muss. Letztere sind für Haushalte und Personen wegen der zahlreichen Fälle von teilnehmenden Haushalten (Ausfüllung des Haushaltsfragebogens), in denen einige Haushaltsmitglieder den Personenfragebogen nicht ausfüllen (partial unit nonresponse), unterschiedlich. Abweichungen der Personenhochrechnungsfaktoren von den Haushaltsgewichten sind also nicht nur eine Folge der Kalibrierung an zusätzliche Eckwerte des Mikrozensus bei der Personenhochrechnung, sondern auch von unterschiedlichem Antwortverhalten der Personen innerhalb eines Haushalts.

Wie im Rahmen von EVS-Auswertungen stellt sich die Frage, welches der Hochrechnungskonzepte zugrunde zu legen ist, vor dem Hintergrund des Analyseziels. Für Untersuchungen von Haushalten ausschließlich nach Haushaltsmerkmalen sind die Haushaltshochrechnungsfaktoren, für Analysen der Bevölkerung (Personen) in Privathaushalten ausschließlich nach Personenmerkmalen sind die Personenhochrechnungsfaktoren heranzuziehen. Bei Auswertungen auf der Personenebene nach Haushaltsmerkmalen ist die Entscheidung für einen der beiden Hochrechnungsfaktoren aber nicht eindeutig. Denn den Fällen des partial unit nonresponse werden keine Personenhochrechnungsfaktoren zugewiesen, so dass die fehlende Gewichtungsmasse auf die teilnehmenden Personen in anderen Haushalten, die den ausgefallenen Personen statistisch ähnlich sind, verteilt werden muss. Dadurch werden letztlich Haushalten mit partial unit nonresponse zu wenige, den anderen Haushalten zu viele Personen zugerechnet. Dies kann zu Verzerrungen führen, falls die Haushalte mit ausgefallenen Personen den Haushalten mit verstärkt hochgerechneten Personen hinsichtlich bestimmter Merkmale statistisch nicht ähnlich sind.

Die skizzierte Problematik betrifft auch Untersuchungen der personellen Verteilung nach dem Nettoäquivalenzeinkommen. Ausgangspunkt ist ein Merkmal, das sich im Haushaltskontext ergibt, nämlich das Haushaltsnettoeinkommen als Summe der Einkommen aller Haushaltsmitglieder – in vielen Analysen einschließlich imputierter Einkommen für Personen mit fehlenden Angaben oder partial unit nonresponse – nach Abzug von Steuern und Beiträgen zur sozialen Sicherung. Diese originär haushaltsbezogene Variable wird in ein personenbezogenes Merkmal transformiert, indem sie durch die Summe der Bedarfsgewichte (Äquivalenzgewichte) der Haushaltsmitglieder – die nicht nur von deren Zahl, sondern auch von der Altersstruktur im Haushalt (Personenmerkmal) abhängt – dividiert und damit quasi in ein „Single-Einkommensäquivalent“ umgerechnet wird.¹⁵ Falls Haushalte mit Personen, die an der Befragung nicht teilgenommen haben, in anderen Teilgruppen bzw. Einkommensegmenten konzentriert sind als Haushalte ohne partial unit nonresponse, würde die Verwendung von Personenhochrechnungsfaktoren zu einem verfälschten Ergebnis führen – beispielsweise hinsichtlich der Verteilung nach Wohlstandspositionen, der Betroffenheit von Armut, aber auch der Häufigkeit von Erwerbsbeteiligungsmustern im Haushalt. Derartige potenzielle Probleme folgen letztlich aus einer uneinheitlichen Abgrenzung von Analyseeinheiten¹⁶:

- Bei der Einkommensberechnung und Äquivalenzgewichtung wird der gesamte Haushalt einschließlich der Personen ohne ausgefüllten Personenfragebogen (unter Berücksichtigung von imputierten Einkommen, s. u. Kapitel 4.2) einbezogen,
- während bei der Verteilungsanalyse nur Haushaltsmitglieder mit ausgefülltem Personenfragebogen gezählt werden.

Angesichts der zahlreichen Haushalte mit partial unit nonresponse könnte in Analysen der Wohlstandsverteilung auf Basis des SOEP mit starkem Bezug zum Haushaltskontext anstelle des Personenhochrechnungsfaktors der Haushaltshochrechnungsfaktor jedem Mitglied des jeweiligen Haushalts zugeordnet werden. Eine derartige Vorgehensweise war bereits für die Hochrechnung der EVS, allerdings aus anderen Gründen, vorgeschlagen worden (Kapi-

¹⁵ Bei der Äquivalenzgewichtung sind auch Personen, die an der Befragung nicht teilgenommen haben und dementsprechend keinen Personenhochrechnungsfaktor aufweisen, zu berücksichtigen, da andernfalls das Nettoäquivalenzeinkommen tendenziell überzeichnet wäre.

¹⁶ Dies betrifft auch die Standardauswertungen des DIW zur personellen Einkommensverteilung (vgl. z.B. Grabka/Goebel/Schupp 2012). Sie basieren auf den Vorjahreseinkommen mit weitgehend imputierten Werten nicht nur im Falle von item non-response (Personen, die an der Befragung teilgenommen haben, aber einzelne Einkommensarten nicht angegeben haben) sondern auch bei partial unit non-response (Personen, die nicht an der Befragung teilgenommen haben; s. u. Kapitel 2). Bei der Berechnung der Haushaltseinkommen fließen entsprechend auch die generierten Einkommen derjenigen, die den Personenfragebogen nicht ausgefüllt haben, ein. Andererseits wird diesen Fällen des partial unit non-response kein Personenhochrechnungsfaktor zugewiesen. Dementsprechend werden bei Auswertungen, denen eine Gewichtung mit den Personenhochrechnungsfaktoren zugrunde liegt, die von partial unit non-response betroffenen Haushalte nur mit einem Teil der Haushaltsmitglieder berücksichtigt, während bei der Berechnung des Haushaltsnettoeinkommens und des Nettoäquivalenzeinkommens alle Haushaltsmitglieder bzw. die Einkommen aller Haushaltsmitglieder (auch die imputierten Einkommen bei partial unit non-response) einbezogen werden.

tel 3.2). Dabei wird angenommen, dass die Haushalte nach Hochrechnung auch repräsentativ für die jeweiligen Haushaltsmitglieder sind. Diese These ist vertretbar, da Stichprobeneinheiten „im SOEP primär Haushalte, sekundär die Personen, die in diesen Haushalten leben“ sind (Pischner 2007: 4) und bei der Randanpassung an Eckgrößen des aktuellen Mikrozensus auch die Haushaltsgröße (bis „5 und mehr Personen“) berücksichtigt wird (ebd.: 5 f.). Allerdings ist die Hochrechnung der Haushalte des SOEP an der offiziellen Zahl der Privathaushalte am Erst- und Nebenwohnsitz ausgerichtet, so dass die Multiplikation der Haushaltsgewichte mit der jeweiligen Haushaltsgröße zu einer Doppelerfassung einiger Personen und dementsprechend zu einer (um ca. 1%) leicht überhöhten Bevölkerungszahl insgesamt führt. Demgegenüber ist die Ableitung der Personenhochrechnungsfaktoren an die offizielle Zahl der Personen in Privathaushalten nur am Erstwohnsitz orientiert, so dass sich auf dieser Basis die korrekte Bevölkerungszahl ergibt. Dies geht aus der letzten Zeile von Tabelle 2a, Spalte 3 im Vergleich zu Spalte 1, hervor.

Eine Umgehung der Problematik kann mit den „enumerated weights“ der Personen erfolgen, die mit der Datenlieferung von 2013 (soep v29, Datensatz ppathl in soeplong) erstmals zur Verfügung gestellt wurden. Dabei erhält jede Person eines Haushalts mit realisiertem Haushaltsinterview einen Hochrechnungsfaktor – unabhängig davon, ob die Person sich an der Befragung beteiligt hat oder nicht. Da die „enumerated weights“ (\$PHRFE; für die Welle 29 mit Daten von 2012: BCPHRFE) in der Summe wiederum an die Haushaltsgewichte gebunden sind, wird eine gute Anpassung an die Gesamtbevölkerungszahl und an die Haushaltsstruktur erreicht. So zeigt Tabelle 2a, dass die nach Haushaltstypen bzw. Haushaltsgrößen differenzierten absoluten Personenzahlen nach Gewichtung mit BCPHRFE wegen der Beschränkung auf Privathaushalte mit Erstwohnsitz geringer ausfallen als nach Gewichtung jeder Person mit dem Haushaltshochrechnungsfaktor und der damit gegebenen systematischen Übererfassung (Spalte 5 im Vergleich zu Spalte 3). Die aus beiden Verfahren resultierenden Strukturen sind aber identisch (Spalten 6 und 4). Demgegenüber ergibt sich nach Gewichtung mit den Personenhochrechnungsfaktoren, bei der partial unit non-response ausgeklammert wird, eine leicht abweichende Bevölkerungsstruktur (Spalte 2). Beispielsweise resultiert ein etwas größerer Anteil der Personen in Alleinerziehendenhaushalten (7,2%) als aus der Haushaltsstruktur erwartet (6,9%; Spalte 2 gegenüber Spalten 4 und 6).

Tabelle 2a: Verteilung der Bevölkerung in Privathaushalten nach Haushaltstypen und Haushaltsgrößen 2012 – alternative Hochrechnungsansätze

	Hochrechnung mit ...					
	BCPHRF		BCHHRF * hhgr		BCPHRFE	
	in Tsd.	in %	in Tsd.	in %	in Tsd.	in %
	1	2	3	4	5	6
Haushaltstyp						
Alleinlebende	16.482	20,35	16.472	20,12	16.298	20,12
Paare ohne Kind	24.735	30,54	25.174	30,75	24.908	30,75
Alleinerziehende	5.842	7,21	5.645	6,90	5.585	6,90
Paare, Kind(er) ...						
bis 16 J.	18.116	22,36	18.424	22,50	18.229	22,50
ab 17 J.	9.236	11,40	9.322	11,39	9.223	11,39
bis 16 und ab 17 J.	5.164	6,37	5.216	6,37	5.161	6,37
Mehrgenerationenhaushalte	997	1,23	1.077	1,32	1.066	1,32
Sonstige	431	0,53	538	0,66	532	0,66
Haushaltsgröße						
1	16.482	20,35	16.472	20,12	16.298	20,12
2	27.757	34,27	28.076	34,29	27.779	34,29
3	14.969	18,48	15.207	18,58	15.046	18,58
4	14.731	18,19	14.972	18,29	14.814	18,29
5	5.051	6,24	5.117	6,25	5.063	6,25
6	1.319	1,63	1.316	1,61	1.302	1,61
7 oder mehr	693	0,86	707	0,86	700	0,86
Personen insgesamt	81.002		81.867		81.002	

Legende:

BCPHRF = Personenhochrechnungsfaktoren (nur für Personen mit ausgefülltem Personenfragebogen)

BCHHRF = Haushaltshochrechnungsfaktoren

hhgr = Haushaltsgröße

BCPHRFE = enumerated weights (jedem Haushaltsmitglied wird ein Hochrechnungsfaktor zugewiesen)

Quelle: SOEP v29 (Datenlieferung 2013), eigene Berechnungen.

Auch wenn die mit Tabelle 2a aufgezeigten strukturellen Unterschiede infolge der alternativen Hochrechnungsansätze gering sind, sind die „enumerated weights“ eine wertvolle Ergänzung zu den früheren Datensätzen. Bei Fragestellungen, für die Kombinationen von Haushalts- und Personenmerkmalen relevant sind bzw. die personelle Situation im Haushaltskontext untersucht werden soll, empfiehlt sich die Verwendung der „enumerated weights“. Allerdings müssten dann die Merkmale der Personen ohne Angaben (partial unit nonresponse) imputiert werden, da sie andernfalls bei Auswertungen nach diesen Merkmalen – z. B. nach dem Alter oder Geschlecht – herausfallen würden.

Abgesehen von der notwendigen Entscheidung zwischen den drei Hochrechnungskonzepten ist auch die Frage des Umgangs mit den Daten von erstmals durchgeführten Teilstichproben im Kontext des jeweiligen Untersuchungsgegenstands zu klären. Insbesondere bei Einkommenserhebungen hat sich gezeigt, dass erstmalig Befragte ungenauere Antworten geben als Personen, die mit dem SOEP bereits vertraut sind (vgl. Grab-

ka/Goebel/Schupp 2012: 3; Frick u.a. 2006). Dementsprechend werden mit den SOEP-Datensätzen weitere Hochrechnungsfaktoren bereitgestellt, welche für Datensätze nach Ausklammerung von Haushalten und Personen von Erstbefragungen ermittelt wurden. Auf der Personenebene ergeben sich damit vier Hochrechnungskonzepte, die in Übersicht 1 für die Erhebungsjahre 2000 und 2012 aufgeführt sind.

Übersicht 1: Personenbezogene Hochrechnungsfaktoren für Analysen der personellen Einkommensverteilung auf Basis der SOEP-Vorjahreseinkommen (\$\$PEQUIV-Files für die Erhebungsjahre (SY = survey year) 2000 und 2012)

Hochrechnung über ...	Berücksichtigung von Teilstichproben	
	alle	ohne erste Welle einer neuen Stichprobe
... alle teilnehmenden Personen	– 2000: A bis F, w1110500 – 2012: A bis K, w1110512	– 2000: A bis E, w1110100 – 2012: A bis J, w1110112
... alle Personen in teilnehmenden Haushalten	– 2000: A bis F, phrfe (SY) – 2012: A bis K, phrfe (SY)	– 2000: A bis E, phrfe1 (SY) – 2012: A bis J, phrfe1 (SY)

Tabelle 2b: Verteilung der Bevölkerung in Privathaushalten nach Haushaltstypen 2012 – Ergebnisse des SOEP mit und ohne Erstbefragungen

	Hochrechnung mit ...							
	BCPHRF		BCPHRFAJ		BCPHRFE		BCPHRFE1	
	in Tsd.	in %	in Tsd.	in %	in Tsd.	in %	in Tsd.	in %
	1	2	3	4	5	6	7	8
Alleinlebende	16.482	20,35	16.472	20,35	16.298	20,12	16.282	20,10
Paare ohne Kind	24.735	30,54	24.769	30,58	24.908	30,75	25.027	30,90
Alleinerziehende Paare, Kind(er)	5.842	7,21	5.633	6,95	5.585	6,90	5.191	6,41
bis 16 J.	18.116	22,36	18.147	22,40	18.229	22,50	18.110	22,36
ab 17 J.	9.236	11,40	9.331	11,52	9.223	11,39	9.521	11,75
bis 16 u. ab 17 J.	5.164	6,37	5.319	6,57	5.161	6,37	5.367	6,63
Mehrgenerationenhaushalte	997	1,23	945	1,17	1.066	1,32	1.018	1,26
Sonstige	431	0,53	375	0,46	532	0,66	485	0,60

Legende:

- BCPHRF Personenhochrechnungsfaktoren (nur für Personen mit ausgefülltem Personenfragebogen)
- BCPHRFAJ Personenhochrechnungsfaktoren (nur für Personen mit ausgefülltem Personenfragebogen), ohne Teilstichprobe K
- BCPHRFE enumerated weights (jedem Haushaltsmitglied wird ein Hochrechnungsfaktor zugewiesen)
- BCPHRFE1 enumerated weights (jedem Haushaltsmitglied wird ein Hochrechnungsfaktor zugewiesen), ohne Teilstichprobe K

Quelle: SOEP v29 (Datenlieferung 2013), eigene Berechnungen.

Wie aus Tabelle 2b hervorgeht, ergeben sich infolge der Ausklammerung der 2012 erstmals befragten Stichprobeneinheiten (Teilstichprobe K) nur geringfügige Veränderungen der Bevölkerungsstruktur nach Haushaltsgrößen.

Die Effekte auf Indikatoren der Einkommensverteilung können aber gravierender und für verschiedene Teilstichproben unterschiedlich sein, wie aus Tabelle 3 hervorgeht. So ergeben sich aus der Erhebung (SY) 2000 für die Nettoäquivalenzeinkommen 1999 (Jahreseinkommen dividiert durch 12)¹⁷ etwas höhere Mittelwerte und deutlich geringere Ungleichheitsindikatoren – insbesondere eine niedrigere Armutsquote –, wenn die Aufstockungstichprobe F ausgeschlossen wird. Damit liegen die Ungleichheitsindikatoren 1999 nahe denen des Vorjahres und steigen 2000 deutlich, wenn die Daten der Erstbefragung der Aufstockungstichprobe nicht einbezogen wird; werden demgegenüber Letztere berücksichtigt, zeigt sich die Zunahme der Ungleichheit schon 1999 und keine wesentliche Veränderung von 1999 bis 2000. Die Daten von Erstbefragungen beeinflussen aber nicht generell die Ergebnisse in dem Ausmaß wie die der Aufstockungstichprobe F, die außerordentlich groß war. So ist der Effekt der Ausklammerung der Teilstichprobe K aus dem Datensatz von 2012 auf Gini-Koeffizient und Armutsquote vergleichsweise mäßig, auf den Variationskoeffizienten aber noch größer als bei den Daten von 2000.

Tabelle 3: Indikatoren des Nettoäquivalenzeinkommens¹ – Ergebnisse des SOEP mit und ohne Erstbefragungen

	1998 (SY 1999)	1999 (SY 2000)	2000 (SY 2001)	2011 (SY 2012)
arithmetisches Mittel				
– alle Teilstichproben	1.488 €	1.537 €	1.567 €	1.925 €
– ggf. ohne Erstbefragung		1.558 €		1.924 €
Median				
– alle Teilstichproben	1.322 €	1.359 €	1.396 €	1.648 €
– ggf. ohne Erstbefragung		1.384 €		1.655 €
Variationskoeffizient				
– alle Teilstichproben	0,51302	0,55339	0,54319	0,82743
– ggf. ohne Erstbefragung		0,50248		0,73527
Gini-Koeffizient				
– alle Teilstichproben	0,25073	0,26037	0,25786	0,29230
– ggf. ohne Erstbefragung		0,24926		0,28801
Armutsquote				
– alle Teilstichproben	10,5%	11,5%	11,7%	14,1%
– ggf. ohne Erstbefragung		10,5%		13,9%

Legende: SY = survey year

¹ Monatsdurchschnitt der retrospektiv erhobenen Jahreseinkommen einschließlich Mietwert selbst genutzten Wohneigentums, gewichtet mit der modifizierten OECD-Skala; bei Personen mit partial unit nonresponse, bei denen auch die Altersangabe fehlt, wurde bei der Berechnung des Nettoäquivalenzeinkommens vereinfachend ein Bedarfsgewicht von 0,5 (gilt für Personen ab 14 Jahren) unterstellt.

¹⁷ Haushaltsnettoeinkommen einschließlich Mietwert selbst genutzten Wohneigentums dividiert durch die Bedarfsgewichte nach modifizierter OECD-Skala; Letztere weist der ersten Person im Haushalt ein Gewicht von 1 zu, weitere Personen werden mit 0,5 (ab 14 Jahren) bzw. 0,3 (unter 14 Jahren) gewichtet. Bei Personen mit partial unit nonresponse, bei denen auch die Altersangabe fehlt, die im Zuge der Hochrechnung mit enumerated weights (PHRFE bzw. PHRFE1) aber berücksichtigt werden, wurde bei der Berechnung des Nettoäquivalenzeinkommens vereinfachend ein Bedarfsgewicht von 0,5 unterstellt.

Quelle: SOEP v29 (Datenlieferung 2013), nur Personen in Privathaushalten; Hochrechnung mit enumerated weights (PHRFE bzw. PHRFE1); eigene Berechnungen.

Wegen der Ungewissheit über potenzielle Verzerrungen durch das spezielle Antwortverhalten von Erstbefragten wird für Untersuchungen von Einkommen und Vermögen – ein „sensibles“ Thema – in vielen Arbeiten auf die Einbeziehung der jeweils ersten Welle einer neuen Teilstichprobe verzichtet. Auch wenn die Fallzahlen dadurch teilweise erheblich vermindert werden und letztlich der Verlauf der „Lerneffekte“ in Wiederholungsbefragungen unklar ist, erscheint diese „vorsichtige“ Abgrenzung der Panelpopulationen als sinnvoll.

4.2 Methodische Ansätze bei unvollständigen Einkommensangaben

4.2.1 Problemskizze

Im Vorfeld von Verteilungsanalysen ist – neben der Frage nach der geeigneten Hochrechnung der Fälle – das Problem des Umgangs mit Antwortausfällen zu diskutieren. Hinsichtlich der EVS erübrigt sich dies, da fehlende Angaben nicht erkennbar sind und möglicherweise infolge der Prüfungen mit dem Budgetierungsansatz und der darauf basierenden Datenaufbereitung kaum vorkommen. In den SOEP-Datensätzen wird aber zwischen Nulleinkommen und Antwortausfällen unterschieden. Letztere können wiederum differenziert werden nach

- a) unit non-response, wenn der gesamte Haushalt ausgefallen ist bzw. der grundlegende Haushaltsfragebogen nicht ausgefüllt wurde,
- b) partial unit non-response, wenn – wie bereits ausgeführt – einzelne Befragungspersonen des Haushalts¹⁸ sich nicht beteiligt, also den Personenfragebogen nicht ausgefüllt haben,
- c) und item non-response, wenn die jeweilige Person den Personenfragebogen zwar ausgefüllt, aber nicht alle Fragen beantwortet hat.

Bei unit non-response (a) müssen mangels grundlegender Anhaltspunkte alle Haushaltsmitglieder von Auswertungen ausgeschlossen werden – in den SOEP-Datensätzen sind für diese Fälle weder Haushalts- noch Personenhochrechnungsfaktoren enthalten¹⁹. Auch bei Antwortausfällen nur von einzelnen Haushaltsmitgliedern wären die einfache Ausklammerung des gesamten Haushalts und ein entsprechendes „reweighting“ der verbleibenden Haushalte und Personen denkbar. Demgegenüber würden durch den Ausschluss nur der jeweiligen Personen, die ihre Umfragebeteiligung (b) oder einzelne Fragen (c) verweigert haben, oder

¹⁸ Bis einschließlich der Erhebungswelle 2005 wurden alle Haushaltsmitglieder ab 17 Jahren mit dem allgemeinen Personenfragebogen befragt. Seit 2006 wird den 17jährigen ein besonderer Jugendfragebogen vorgelegt, der allgemeine Personenfragebogen gilt nur noch für Personen ab 18 Jahren. Da der Jugendfragebogen keine Einkommensfragen umfasst, sind die Haushaltseinkommen im Gegensatz zur Zeit vor 2006 ohne potenzielle Einkommen der Jugendlichen (z. B. Ausbildungsvergütungen) definiert (methodischer Bruch in Zeitreihen).

¹⁹ Dies wird durch entsprechend höhere Hochrechnungsfaktoren der beteiligten Haushalte und Personen korrigiert.

durch die einfache Nullsetzung der fehlenden Personeneinkommen einige Indikatoren erheblich verfälscht werden. Die Nullsetzung von einzelnen Einkommensarten, zu denen keine Angabe vorliegt, würde unmittelbar zu einer Unterschätzung der persönlichen Einkommen führen und darüber hinaus – wie der Ausschluss einzelner Personen – die Situation im Haushaltskontext verzerrt wiedergeben. Denn insoweit innerhalb von Haushalten Umverteilungen erfolgen, die individuelle materielle Situation also von den Einkommen aller Haushaltsmitglieder abhängt, wird das Ergebnis (das sich im Falle des Ausschlusses von Personen mit Antwortausfällen nur auf den antwortenden Teil des Haushalts bezieht) wegen der Vernachlässigung der Einkommensbeiträge und – im Falle des Ausschlusses – auch der Bedarfe der Personen nicht korrekt erfasst. Wenn beispielsweise der/die Haupteinkommensbezieher/in das Erwerbseinkommen nicht angegeben hat und aus dem Datensatz ausgeschlossen wird (bzw. das entsprechende Einkommen auf Null gesetzt wird), gelten die im Datensatz verbliebenen Haushaltsmitglieder (bzw. die Haushaltsmitglieder) als arm – trotz eines möglicherweise faktisch hohen Einkommens der Person mit non-response.

Das Problem betrifft partial unit (b) und item non-response (c) gleichermaßen. Denn die Verzerrung der Einkommenssituation im Haushaltskontext ist im Fall von Personen, die Teile des Fragebogens ausgefüllt, nicht aber die Einkommensfragen beantwortet haben, ebenso groß wie infolge von Personen, die überhaupt nicht teilgenommen haben. Die Einkommen der betroffenen Haushalte sowie die Mittelwerte wären tendenziell unterschätzt. Gleiches gilt für die Nettoäquivalenzeinkommen, falls die Haushaltsmitglieder mit Antwortausfällen nicht gänzlich ausgeschlossen, sondern bei der Bedarfsgewichtung berücksichtigt werden.²⁰ Damit ergäbe sich auch eine zu geringe Einkommensarmutsgrenze, wenn diese – wie nach europäischer Konvention – relativ zum Medianeinkommen oder relativ zum arithmetischen Mittelwert (OECD-Statistik) definiert wird, mit der Folge gegenläufiger Auswirkungen auf die Armutsquote: Personen, die lediglich infolge von non-response einzelner Haushaltsmitglieder als arm gezählt würden, stehen Personen gegenüber, die infolge der unterschätzten Armutsgrenze nicht als arm gelten würden – der Nettoeffekt auf das gemessene Ausmaß der Armut ist offen (vgl. Frick/Grabka/Groh-Samberg 2010: 14).

Die schlichte Ignorierung von partial unit und item non-response ist also für Verteilungsanalysen mit Bezug zum Haushaltskontext ungeeignet. Demgegenüber ist die Ausklammerung des gesamten betroffenen Haushalts und Anpassung der Hochrechnungsfaktoren der verbleibenden Fälle eine theoretisch haltbare und konsistente Vorgehensweise, die allerdings insbesondere aus zwei Gründen kritisiert wird. Grundsätzlich ist davon auszugehen, dass Haushalte mit Antwortausfällen sich systematisch von Haushalten mit vollständigen Einkommensangaben unterscheiden. Diese These wird durch Untersuchungen von Fäl-

²⁰ Andernfalls ist der Effekt auf die Äquivalenzeinkommen ungewiss. Eine Unterschätzung (Überschätzung) ergäbe sich, falls die nicht angegebenen Einkommen größer (kleiner) als die unberücksichtigten Bedarfe ausfallen.

len mit partial unit non-response gestützt (ebd.: 4-6). Zudem würde die Zahl der auswertbaren Fälle deutlich sinken, so dass der mögliche Differenzierungsgrad von Untersuchungen und das Potenzial für Mobilitätsanalysen eingeschränkt wären. Deshalb wurden als Alternative zu „elimination and reweighting“ für das SOEP wie auch für Panel-Erhebungen in anderen Staaten Verfahren zu Ergänzung der Befragungsdaten um imputierte Einkommen entwickelt. Dabei werden einerseits – soweit vorhanden – Längsschnittinformationen der Personen mit missings genutzt und andererseits Einkommensbeträge von vergleichbaren Fällen übernommen. Die Imputationen waren zunächst auf item non-response beschränkt (vgl. Frick/Grabka 2005). Mittlerweile sind sie aber auf Fälle mit partial unit non-response ausgeweitet worden (vgl. Frick/Grabka/Groh-Samberg 2010), wobei hier tendenziell weniger Ansatzpunkte für die Hinzuschätzungen vorliegen, die Imputationsergebnisse entsprechend unsicherer sind.

Die impliziten Annahmen beider methodischer Ansätze des Umgangs mit unvollständigen Einkommensangaben unterscheiden sich grundsätzlich.

- Bei Ausklammerung von Haushalten mit Befragungspersonen, die den Fragebogen nicht oder nur teilweise ausgefüllt haben, ohne differenzierendes reweighting wird unterstellt, dass Struktur und Einkommensverteilung der betroffenen Gruppe den Strukturen der in die Auswertung einbezogenen Fälle gleichen. Diese „heroische“ Annahme ist allerdings abwegig, da partial unit non-response bei Einpersonenhaushalten nicht auftreten kann und die relative Häufigkeit mit zunehmender Haushaltsgröße steigen dürfte. Letzteres wird in vorliegenden Untersuchungen bestätigt (ebd.: 5, 22; Figure 2). Dem kann durch eine differenzierte Anpassung der Hochrechnungsfaktoren begegnet werden, so dass die implizite Annahme der strukturellen Identität von ausgeschlossenen und einbezogenen Haushalten entsprechend weniger Merkmale betrifft; gänzlich gelöst wird das Problem damit aber nicht.
- Bei Imputationen auf der Basis von Längsschnittdaten der betroffenen Personen wird eine weitgehende Stetigkeit der jeweiligen Einkommensart angenommen, die aber möglicherweise gerade bei Antwortverweigerern nicht gegeben ist: Erhebliche persönliche Veränderungen können die Ursache für eine abnehmende Antwortbereitschaft bei Wiederholungsbefragungen – teilweise allein aus Zeitmangel – sein. Demgegenüber impliziert die Querschnittsimputation von fehlenden Einkommensbeträgen auf der Basis statistisch ähnlicher Fälle die Annahme insoweit bestehender Gleichheiten von Haushalten mit und ohne missings. Diese dem „elimination and reweighting“ analoge Problematik ist hier allerdings infolge des vergleichsweise großen Differenzierungsgrades von praktizierten Imputationstechniken tendenziell abgeschwächt.

4.2.2 Imputierte Einkommen im SOEP

Die Imputationen in Fällen von missings erfolgen im Rahmen der Generierung der SOEP-Datensätze, welche die jeweiligen Vorjahreseinkommen umfassen, und fließen auch in das Modell zur Simulation von Steuern und Sozialabgaben ein. Sie betreffen eine zunehmende Zahl von Einkommensarten – ca. 40 Kategorien in Fällen von item non-response (vgl. Übersicht 2) (vgl. Grabka 2013: 5-7), in Fällen von partial unit nonresponse allerdings lediglich sechs Kategorien²¹. Das aufwändige und differenzierte Verfahren nutzt gegebenenfalls die für die Person vorliegenden Längsschnittinformationen (Methode nach Little und Su, 1989, row and column imputation procedure) und andernfalls Regressionsmodelle für rein querschnittsbezogene Imputationstechniken (vgl. ebd.; Grabka/Frick 2003; Little/Su 1989). Alle geschätzten Beträge sind durch einen Flag gekennzeichnet, so dass ein hohes Maß an Transparenz erreicht wird und die Einbeziehung der imputierten Einkommen für jede/n Wissenschaftler/in letztlich optional bleibt. Die somit gewährte Entscheidungsfreiheit von Datennutzer/inne/n ist insofern von großem Wert, als der Umgang mit unvollständigen Einkommensangaben auch von der Bedeutung der impliziten Annahmen alternativer Methoden (Kapitel 4.2.1) für die jeweiligen Fragestellung und den analytischen Ansatz abhängt.

Übersicht 2: SOEP-Einkommenskategorien mit Imputationen bei item non-response

Haushaltsebene (Grabka 2013: 5 f.)	
income from rental and leasing	Einkommen aus Vermietung und Verpachtung (Bruttobetrag einschl. Umlagenzahlungen)
operation, maintenance costs	Betriebs-, Instandhaltungskosten (ohne Tilgungs-, Zinszahlungen)
interest, dividend income	Zinsen, Dividenden, sonstige Kapitaleinkommen
child allowance	Kindergeld
housing benefit	Wohngeld bzw. Lastenzuschuss
nursing allowances	Leistungen der Pflegeversicherung
social assistance	Hilfe zum Lebensunterhalt (Sozialhilfe, SGB XII)
social assistance for special circumstances	Hilfe in besonderen Lebenslagen (SGB XII), seit 2010 zusammengefasst mit Hilfe zum Lebensunterhalt
social assistance for elderly	Grundsicherung im Alter u. bei Erwerbsminderung (SGB XII)
unemployment benefit II	Arbeitslosengeld II (SGB II)
housing support for owneroccupiers	Eigenheimzulage

²¹ individuelle Erwerbseinkommen insgesamt (i11103\$\$, ohne Differenzierung), Transfers aus staatlichen Alterssicherungssystemen insgesamt (i11108\$\$, ohne Differenzierung), Arbeitslosengeld (IUNBY\$\$), Mutterschaftsgeld (IMATY\$\$), BAföG-Leistungen (ISTUY\$\$) and private Transfers (IELSE\$\$); ebd.: 3.

Haushaltsebene (Grabka 2013: 5 f.)	
losses from renting and leasing	Steuerlich absetzbare Kosten bzw. Verluste aus Vermietung und Verpachtung
losses from capital investment	Steuerl. absetzbare Verluste aus Wertpapieren, Betriebsvermögen
additional child benefit	Kinderzuschlag
Personenebene (Grabka 2013: 7)	
wage, salary from main job	Lohn/Gehalt aus Haupterwerbstätigkeit (einschl. Ausbildungsvergütung, Altersteilzeitbezüge, Lohnfortzahlung)
income from secondary job	Einkommen aus Nebenerwerbstätigkeit
income from self-employment	Einkommen aus selbständiger Tätigkeit
unemployment benefit	Arbeitslosengeld (I)
old-age, disability etc. civil servants pension	staatliche Pension aus eigener Erwerbstätigkeit
widows / orphans pension	staatliche Pension an Hinterbliebene
combined company pension	Betriebsrente
combined private pension	private Rente
unemployment assistance	Arbeitslosenhilfe (bis 2004)
subsistence allowance	Unterhaltsgeld bei Fortbildung/Umschulung, Übergangsgeld
old-age transition benefit	Altersteilzeitentgelt (seit 2002 nicht mehr gesondert erhoben)
maternity benefit	Mutterschaftsgeld, Elterngeld
student grants	BAföG, Stipendium, Berufsausbildungsbeihilfe
military community service pay	Wehrsold, Zivildienstvergütung, Aufwandsentschädigung (Freiwilliges soziales/ökologisches Jahr, Bundesfreiwilligendienst)
alimony	gesetzlicher Ehegatten-, Kindes-, Betreuungsunterhalt
advance child maintenance payment	Unterhaltsgeld aus Unterhaltsvorschusskassen
private transfers received	sonstige Unterstützung von Personen, die nicht im Haushalt leben
13th monthly salary	13. Monatsgehalt
14th monthly salary	14. Monatsgehalt
christmas bonus	Weihnachtsgeld
vacation bonus	Urlaubsgeld
profit-sharing	Gewinnbeteiligung, Gratifikation, Prämie
other bonuses	sonstige Sondervergütung
commuting, travel grant	Fahrtgeld, Zuschuss zum öffentlichen Nahverkehr (Jobticket)
indemnity	Entschädigung, Abfindung

Personenebene (Grabka 2013: 7)	
statutory pension insurance	GRV-Rente aus eigener Erwerbstätigkeit
widows or orphans statutory pension insurance	GRV-Hinterbliebenenrente

Auch wenn die angewendeten Verfahren komplex und ausgereift sind, ist mit steigender Zahl der Imputationen eine zunehmende Unsicherheit von Ergebnissen verbunden. Dabei ist zu berücksichtigen, dass je nach Fallkonstellation der Haushalte mit missings unterschiedliche Schätzansätze (Längsschnitts- oder Querschnittsimputation) für eine mehr oder minder große Zahl von Einkommensarten (item oder partial unit non-response) greifen. Zudem ist die Eignung der mit den Daten gegebenen Anhaltspunkte für Hinzuschätzungen je nach Einkommenskategorie verschieden. So sind für fehlende Angaben zu Erwerbseinkommen – auf der Basis beispielsweise von Qualifikationsmerkmalen und Arbeitszeit – und für Renten der GRV bzw. öffentliche Pensionen, die meist keinen Schwankungen unterliegen, weitgehend zuverlässige Ergebnisse zu erwarten. Demgegenüber ist eine Imputation von Transfers der Gebietskörperschaften, die – abgesehen vom Kindergeld – überwiegend bedarfsabhängig ausgestaltet sind, auf der Basis von Längsschnittinformationen über den betroffenen Haushalt oder Informationen über „ähnliche“ Haushalte problematisch. Die Anspruchsberechtigung ist von einer Vielzahl individueller Merkmale abhängig, so dass allgemeine Schätzverfahren zu erheblichen Fehlern bzw. Inkonsistenzen der Daten auf der Mikroebene führen können.²² Dies gilt in besonderem Maße, wenn mehrere – also auch „vorrangige“ – Einkommensarten des Haushalts imputiert werden, Schätzfehler also möglicherweise kumulieren und Interdependenzen nur ansatzweise berücksichtigt werden können. Schließlich müssten bei bedarfsabhängigen Transfers auch Annahmen über das Inanspruchnahmeverhalten eingehen – nicht jeder Anspruch wird (erfolgreich) durchgesetzt und führt zum Leistungsbezug. Die Mikroebene ist zwar insofern nicht allein ausschlaggebend, als mit Imputationen nicht den Anspruch erhoben wird, in jedem Einzelfall den „wahren“ Wert zu treffen, sondern „lediglich“ das Ziel einer verbesserten Schätzung von Verteilungs- und Umverteilungsindikatoren verfolgt wird. Bei Mehrfachimputationen ist aber selbst unter Berücksichtigung unterjähriger Einkommensschwankungen zweifelhaft, ob dies tatsächlich erreicht wird; denn mit zunehmendem Anteil der imputierten Einkommen am Gesamteinkommen steigt das Risiko von Verzerrungen.

Vor dem Hintergrund der skizzierten Probleme werden im folgenden Kapitel Kriterien für die Verwendung von imputierten Einkommen bzw. für eine entsprechende Begrenzung entwickelt und Berechnungen nach verschiedenen Auswertungskonzepten vorgestellt. Mit der Gegenüberstellung von Ergebnissen alternativer Ansätze wird quasi ein „verfahrenstech-

²² In mehreren Einzelfällen mit imputierter Grundsicherung für Erwerbsfähige (ALG II) zeigen sich unplausible Konstellationen.

nisch“ ausgerichtetes Ergebnisintervall dargestellt. So wird der Blick auf häufig vernachlässigte, methodisch bedingte Unsicherheiten gelenkt und nach der Robustheit von Schätzungen gefragt, ohne dass eine Festlegung auf eines der Konzepte erfolgt – bei der letztlich auch das jeweilige Untersuchungsziel zu berücksichtigen ist.

4.2.3 Ein Mittelweg: Imputationen in Grenzen

Zwischen den beiden „reinen“ Verfahren des Umgangs mit item oder partial unit non-response – Ausschluss aller Haushalte mit fehlenden Einkommensangaben versus weitestgehende Einkommensimputationen – sind Mittelwege denkbar. Ziel ist die Verringerung von Risiken beider Konzepte; potenzielle Verzerrungen sollen begrenzt werden, mit denen gerechnet werden muss einerseits bei generellem Ausschluss von Haushalten mit missings – die sich möglicherweise systematisch von Haushalten ohne missings unterscheiden –, und andererseits infolge kumulativer Schätzfehler und inkonsistenter Einkommensstrukturen bei Ersetzung jedes fehlenden Betrags durch eine Schätzung. Als nahe liegende Kriterien für die Zuordnung zu auszuwertenden bzw. auszuschließenden Fällen werden im Folgenden die Anzahl der imputierten Einkommen auf der Personenebene, der Anteil der imputierten Einkommen am Gesamteinkommen²³ und als Kontrollvariable das pauschal für den Erhebungsmonat erfragte Haushaltsnettoeinkommen (screener-Einkommen vor Imputation) berücksichtigt. Für den Vergleich mit dem generierten Vorjahreseinkommen wird das screener-Einkommen des Vorjahres herangezogen, auf das Jahr hochgerechnet (Multiplikation mit 12) und um angegebene Einmalzahlungen, Zinsen und Dividenden ergänzt.²⁴ Die konkrete Umsetzung des Mittelwegs erfolgt im Folgenden dahingehend, dass der gesamte Haushalt ausgeklammert wird, falls

- für mindestens ein Haushaltsmitglied mehrere Einkommen imputiert wurden und das erweiterte screener-Einkommen des Vorjahres nicht in der Spanne von 75% bis 125% des generierten Haushaltsnettoeinkommens (post government income) liegt,
- oder innerhalb des Haushalts mehrere Einkommen imputiert wurden, diese insgesamt mehr als 50% des generierten Haushaltsnettoeinkommens (post government income) ausmachen und das erweiterte screener-Einkommen des Vorjahres nicht in der Spanne von 75% bis 125% des generierten Haushaltsnettoeinkommens (post government income) liegt.

²³ Wie weit die Imputationen derzeit gehen, wird an folgenden Auszählungen deutlich: Die Einkommensdaten 2011 (survey year 2012) umfassen (ohne Hochrechnung, einschließlich Erstbefragungen der Teilstichprobe K) 195 Haushalte bzw. 1,6% aller Haushalte (mit 328 Personen bzw. 1,2%), für die das gesamte Haushaltsnettoeinkommen (ohne Mietwert selbst genutzten Wohneigentums, i1110212) imputiert wurde, in 477 Fällen bzw. 3,7% aller Haushalte (mit 1.013 Personen bzw. 3,5%) wurden 90% oder mehr, für 10,6% aller Haushalte (12% aller Personen) wurde die Hälfte oder mehr imputiert. Auf der Personenebene wurde in 1.288 Fällen (5,8% der Personen ab 18 Jahren, vor Hochrechnung) mehr als eine Einkommensart, in 154 Fällen (0,7% der Personen ab 18 Jahren) wurden 4 oder mehr Einkommensarten imputiert.

²⁴ Falls zum screener-Einkommen des Vorjahres keine Angabe vorliegt, gilt das darauf bezogene Kriterium als nicht erfüllt.

me) liegt.

Derartige Fälle werden also denen ohne ausgefüllten Haushaltsfragebogen gleichgestellt, da die Grenze zwischen beiden Fallkonstellationen verschwimmt. Die Bandbreite um das erweiterte screener-Einkommen des Vorjahres und die kritische Marke für den Anteil imputierter Einkommen am Gesamteinkommen sind allerdings freihändig gesetzt und könnten auch anders spezifiziert werden.

Neben den auf Einkommensimputationen bezogenen Kriterien wird im Folgenden eine Einkommensuntergrenze berücksichtigt. Damit soll der Effekt unplausibler Fälle und der unzureichenden Berücksichtigung aller materiellen Ressourcen auf die Verteilungsindikatoren verringert werden. Wenn der Lebensunterhalt beispielsweise aus der Auflösung von Vermögen finanziert wird – sei es zur Überbrückung vor der Aufnahme einer Erwerbstätigkeit, sei es dauerhaft im Alter – und keine oder allenfalls marginale Einkommen bezogen werden, würde das Nettoäquivalenzeinkommen extreme Armut signalisieren, auch wenn der Haushalt über insgesamt beträchtliche Mittel verfügt. In einer integrierten Analyse von Einkommen und Vermögen würde ein derartiges Ausschlusskriterium zwar entfallen; für die zunächst allein auf das Einkommen bezogenen Indikatoren wird hier aber ein minimales Nettoäquivalenzeinkommen (ohne Mietwert selbst genutzten Wohneigentums) von 100 € eingeführt, wobei die Entwicklung des Preisindex für die Lebenshaltungskosten berücksichtigt wird.²⁵

In Übersicht 3 ist der hier gewählte Mittelweg als Variante 2.1 neben den „reinen“ Varianten 1 (Berücksichtigung aller teilnehmenden Haushalte) und 2b (Ausschluss aller Haushalte mit fehlenden Einkommensangaben) skizziert. Alle drei einbezogenen Vorgehensweisen werden auf die Bevölkerung in Privathaushalten mit positivem Haushaltsnettoeinkommen – ohne jeweils erstmals befragte Personen bzw. Haushalte – angewendet; die so genannte Anstaltsbevölkerung, die mit dem SOEP nur ansatzweise erfasst ist, bleibt also ausgeklammert. Als Hochrechnungsfaktoren werden die enumerated weights (PHRFE1) herangezogen (vgl. Kapitel 4.1); im Falle der Varianten 2.1 und 2.2 mit den mehr oder weniger weit gehenden Ausschlüssen erfolgt eine Anpassung dieser Gewichtungsfaktoren entsprechend der Verteilung der Ausschlüsse nach der Haushaltsgröße. Wie aus Abbildung 1 hervorgeht, liegt die (hochgerechnete) Zahl der Ausschlüsse infolge der Begrenzung von Imputationen in den Einkommensjahren 1999 und 2011 bei nur gut einem Fünftel derjenigen im Falle gänzlicher Ablehnung von Imputationen, zwischenzeitlich teilweise etwas darüber. Hinsichtlich der Ausschlüsse ohne Hochrechnung liegt die Relation bei einem Fünftel; beispielsweise werden für das Einkommensjahr 2011 bzw. Befragungsjahr 2012 nach Konzept 2.1 lediglich 6,4% der (Personen-) Fälle ausgeklammert, nach Konzept 2.2 immerhin 32%. Dabei hat sich die Relation im Zeitverlauf nicht wesentlich verändert, der relative Anstieg seit dem Erhebungsjahr 2000 ist ungefähr gleich. Die mit dem Mittelweg verbundene Verringerung der Fallzah-

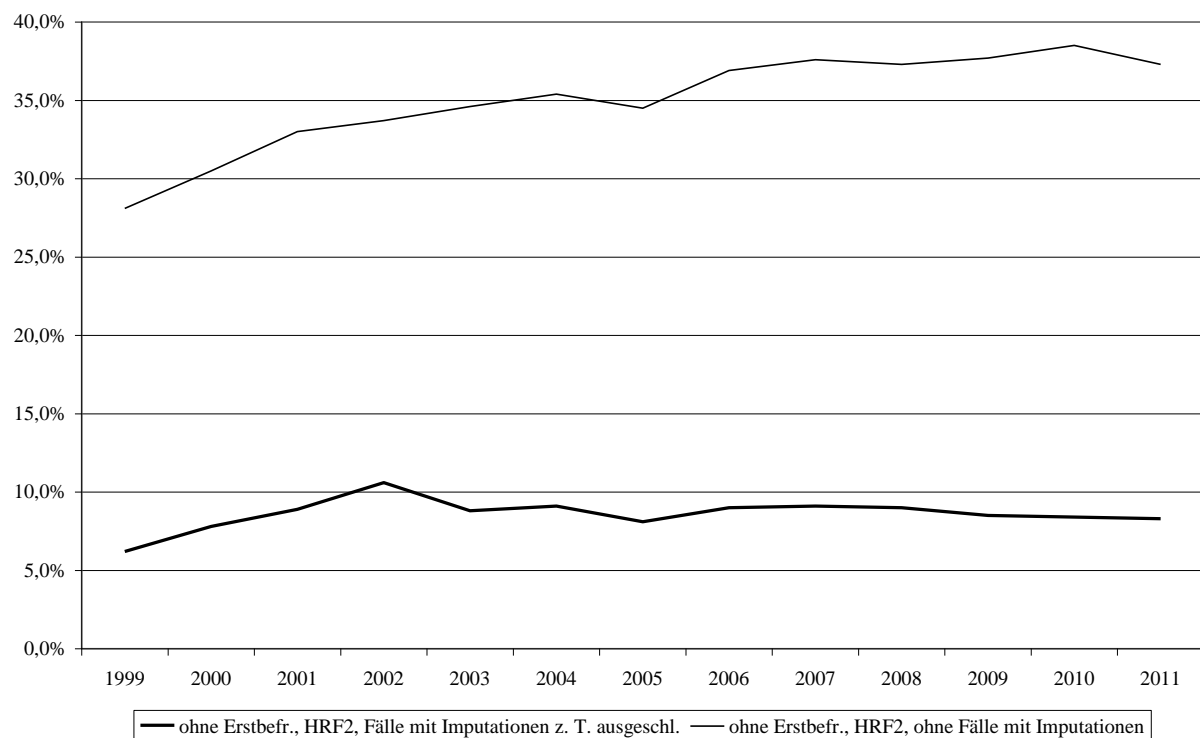
²⁵ Dabei wird die entsprechende Variable im SOEP-Datensatz (2006 = 100) zugrunde gelegt, so dass sich beispielsweise für 2012 (aus Y1110112) ein unterer Grenzwert von 110,70 € ergibt.

len, die der Begrenzung der mit Mehrfachimputationen verbundenen Unsicherheiten geschuldet ist, erweist sich als nicht allzu große Einschränkung von Analysemöglichkeiten.

Übersicht 3: Varianten der Auswertung des SOEP – zum Umgang mit missings

Alternative Abgrenzungen der SOEP-Stichprobenpopulation		
Variante 1: Berücksichtigung aller teilnehmenden Haushalte und der entsprechenden Haushaltsmitglieder	Variante 2: Ausschluss von Haushalten mit marginalem Einkommen und ...	
	von Haushalten mit Mehrfachimputation und großer Abweichung zur Kontrollvariable (2.1)	aller Haushalte mit imputierten Einkommen (2.2)
Übernahme aller imputierten Einkommen	Übernahme der imputierten Einkommen der verbleibenden Fälle	keine Berücksichtigung von imputierten Einkommen
Hochrechnung mit PHRFE1	Hochrechnung mit PHRFE1, korrigiert entsprechend der jeweiligen Verteilung der Ausschlüsse nach Haushaltsgrößen	

Abbildung 1: Anteil der ausgeschlossenen Personen (Hochrechnung mit PHRFE1) bei alternativen Abgrenzungen der SOEP-Stichprobenpopulationen (Varianten 2.1 und 2.2)



Erläuterungen:

- HRF2: Hochrechnung mit PHRFE1, Personen in privaten Haushalten.
 - Imputationen z. T. ausgeschlossen: vgl. die Ausführungen im Text zum „Mittelweg“, Übersicht 3, Variante 2.1.
 - Jahreszahlen beziehen sich auf das Einkommensbezugsjahr, nicht auf das Jahr der Befragung.
- Quelle: SOEP v29 (Datenlieferung 2013), nur Personen in Privathaushalten; ohne Erstbefragungen; eigene Berechnungen.

Welche Bandbreite von Ergebnissen sich aus den skizzierten Auswertungsverfahren ergibt, wird mit den Abbildungen 2a und 2b anhand der Entwicklung von Gini-Koeffizienten und Armutsquoten dargestellt. Zusätzlich zu den in Übersicht 3 benannten Varianten ist eine weitere Berechnung aufgenommen worden, die den Effekt alternativer Hochrechnungsfaktoren – Hochrechnung nur der teilnehmenden Personen (HRF1, gestrichelte Linie) im Vergleich zur Hochrechnung aller Personen in teilnehmenden Haushalten (HRF2, gestrichelte Linie, fett) (vgl. Kapitel 4.1) – quantifiziert. Dabei wird die Auswertungsvariante 1 zugrunde gelegt, bei der alle imputierten Einkommen berücksichtigt werden. Es zeigt sich ein teilweise nur marginaler, teilweise aber merklicher Einfluss der Hochrechnung auf die hier gewählten Indikatoren. Dabei liegen die Gini-Koeffizienten bei Verwendung der hier präferierten enumerated weights (HRF2) meist über denen bei alternativer Gewichtung (HRF1), während die Armutsquoten nach Hochrechnung mit HRF2 vergleichsweise gering ausfallen. Insgesamt sind die Unterschiede aber moderat – am größten zwischen den Armutsquoten von 2009 (14,3% versus 14,9%) –, und der Trend zunehmender Ungleichheit zeigt sich bei beiden Hochrechnungsverfahren.

Abbildung 2a: Gini-Koeffizienten bei alternativen SOEP-Auswertungsverfahren

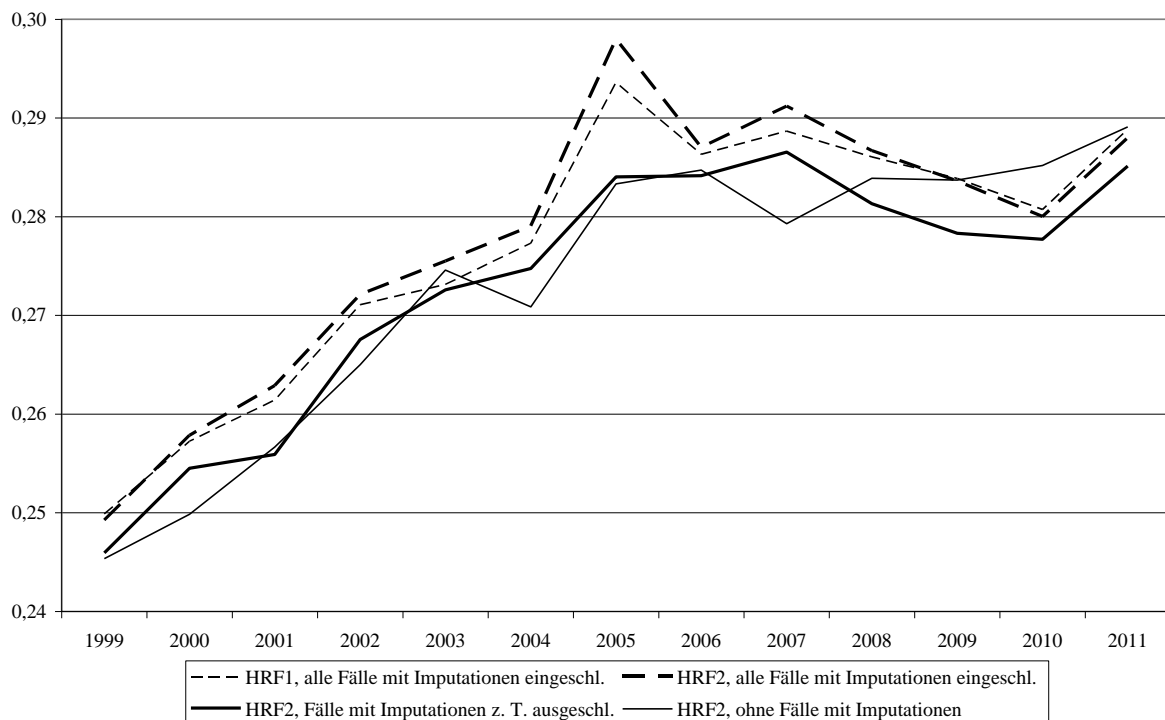
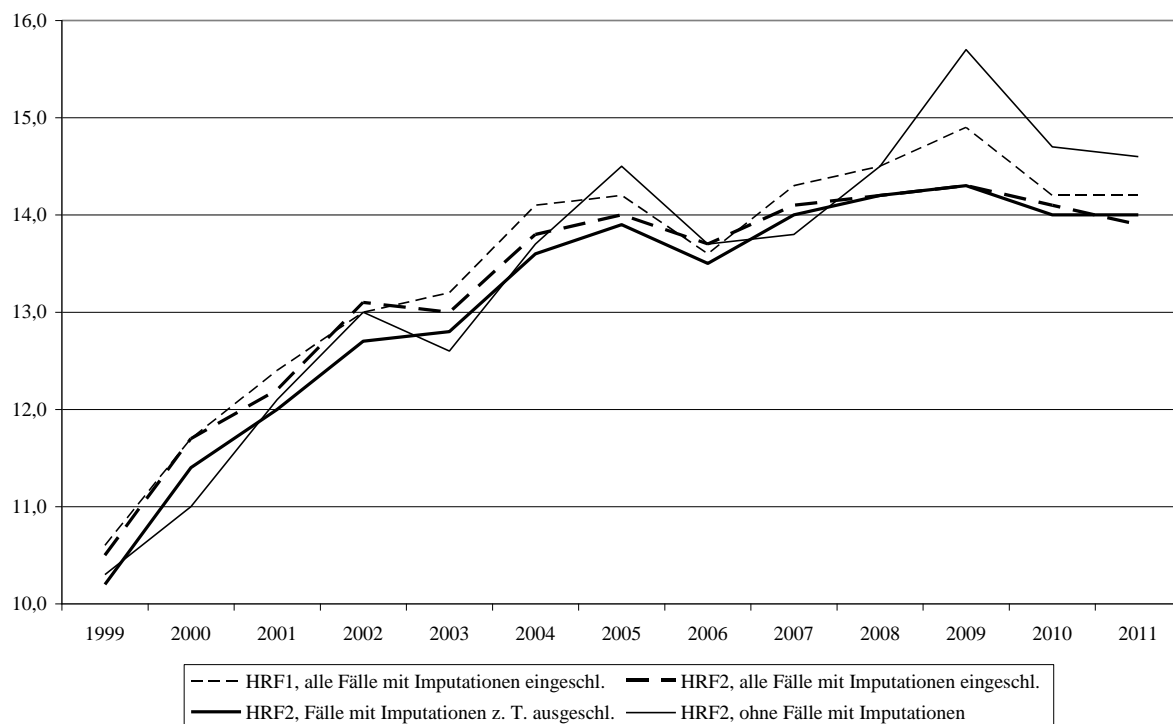


Abbildung 2b: Armutsquoten bei alternativen SOEP-Auswertungsverfahren



Erläuterungen:

- nur Personen in Privathaushalten; ohne Erstbefragungen; Nettoeinkommen im Vorjahr der Befragung, dividiert durch die Summe der Äquivalenzgewichte (modifizierte OECD-Skala) der Haushaltsmitglieder im Befragungsjahr (Nettoäquivalenzeinkommen); Jahreszahlen beziehen sich auf das Einkommensbezugsjahr, nicht auf das Jahr der Befragung;
- Armutsgrenze: 60% des Median der Nettoäquivalenzeinkommen;
- HRF1: Hochrechnung mit w11101\$\$ (nur teilnehmenden Personen wird ein Hochrechnungsfaktor zugewiesen; vgl. Kapitel 1);
- HRF2: Hochrechnung mit PHRFE1 (enumerated weights, allen Personen in teilnehmenden Haushalten wird ein Hochrechnungsfaktor zugewiesen; vgl. Kapitel 1);
- alle Fälle mit Imputationen eingeschl.: vgl. die Ausführungen im Text zu Variante 1 in Übersicht 3;
- Imputationen z. T. ausgeschlossen: vgl. die Ausführungen im Text zum „Mittelweg“, Übersicht 3, Variante 2.1;
- ohne Fälle mit Imputationen: vgl. die Ausführungen im Text zu Variante 2.2 in Übersicht 3.

Quelle: SOEP v29 (Datenlieferung 2013), eigene Berechnungen.

Zur Untersuchung der Effekte der in Übersicht 3 aufgeführten Varianten des Umgangs mit missings wird einheitlich auf die Hochrechnung mit enumerated weights (HRF2) abgestellt. Hinsichtlich der Gini-Koeffizienten zeigt sich eine Glättung des zeitlichen Verlaufs, wenn statt der generellen Übernahme aller Einkommensimputationen (Variante 1, gestrichelte Linie, fett) der Mittelweg (Variante 2.1, durchgezogene Linie, fett) eingeschlagen wird. Der größte Unterschied resultiert für das Jahr 2005 mit einem Gini-Koeffizienten von 0,298 (Variante 1) gegenüber 0,284 (Variante 2.1: -4,7%), während wegen des Rückgangs des Ersteren im Folgejahr die Differenz wieder gering ausfällt. Die Abweichungen zwischen den „reinen“ Varianten 1 und 2.2 sind erwartungsgemäß deutlicher, wobei teilweise auch die Entwicklungsrichtung entgegengesetzt verläuft. Auffällig ist insbesondere die seit 2007 im Falle des Ausschlusses aller Haushalte mit missings durchweg zunehmende Ungleichheit, während die

beiden anderen Varianten (generelle oder begrenzte Verwendung imputierter Einkommen) einen bis 2010 sinkenden Verlauf zeigen, dem erst 2011 wieder ein Anstieg folgt.

Der Verlauf der Armutsquoten, der sich bei weitestgehenden Einkommensimputationen ergibt, ist dem aus der mittleren Variante 2.1 resultierenden Ergebnis sehr ähnlich. Dabei führt die teilweise Ausklammerung von Fällen mit Mehrfachimputationen (Variante 2.1) zu einem tendenziell niedrigeren Niveau der Quoten – insbesondere in den Jahren 1999 bis 2002 – und etwas stärkerem Anstieg von 1999 bis 2011 (um 37% gegenüber 32% gemäß Variante 1). Demgegenüber weisen die Ergebnisse der „reinen“ Variante 2.2, bei der alle Haushalte mit missings ausgeschlossen werden, einen eher unsteten Verlauf auf mit Spitzen in den Jahren 2005 und 2009 (15,7% gegenüber 14,3%) und einem am Ende des Beobachtungszeitraums vergleichsweise hohen Niveau.

5. Nachweis ausgewählter Einkommensarten

In welchem Ausmaß die methodischen Grenzen von EVS und SOEP zu Einschränkungen der Repräsentativität führen, ist schwer abschätzbar. Ein Prüfansatz beruht auf der Gegenüberstellung von hochgerechneten Stichprobenergebnissen mit Makroaggregaten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) und anderen Ergebnissen der amtlichen Statistik. Bei der Interpretation von daraus abgeleiteten Nachweis- oder Übereinstimmungsquoten ist allerdings zu bedenken, dass die EVS- und SOEP-Ergebnisse nur bedingt mit denen der VGR und Sozialstatistik vergleichbar sind. Abgesehen vom Ausschluss der Anstaltsbevölkerung von Haushaltsstichproben und den privaten Organisationen ohne Erwerbszweck im Sektor „Private Haushalte“ der VGR bestehen Unterschiede zwischen Konzepten und zeitlichen Bezügen der verglichenen Größen. Bei vorsichtiger Interpretation können die in Tabelle 4 ausgewiesenen Nachweisquoten dennoch als ungefähre Indikatoren für Über- bzw. Untererfassung einzelner Gruppen in den Haushaltsstichproben herangezogen werden.

Bruttolöhne und -gehälter (YUST) werden von der EVS 2008 und vom SOEP 2012 nahezu vollständig nachgewiesen, wobei die Ergebnisse des SOEP durch die Imputationen im Falle von missings sowohl auf Vorjahreseinkommensebene als auch hinsichtlich der erfragten Monatseinkommen leicht verbessert werden. Demgegenüber erweist sich als größtes Problem – wie in allen Haushaltsbefragungen – die Untererfassung der Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen (YST + YV). Hier ist zwar auch die Referenzstatistik „schwach“, weil sich bei dieser Einkommensart alle Fehler der Einzelpositionen des komplexen Rechensystems der VGR summieren, wobei offen ist, inwieweit Kumulierungen oder auch Kompensationen vorkommen. Aber obwohl die VGR „in unbekanntem Umfang von einem hypothetischen wahren Wert abweichen“ (StBA 1994: 61), kann bei einem Nachweis von nur etwa der Hälfte der Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen in EVS und

SOEP von einem gravierenden Mangel ausgegangen werden. Dieser ist möglicherweise nicht allein auf eine unzureichende Repräsentation der Spitze der Einkommenshierarchie zurückzuführen; er könnte auch teilweise die Folge nicht angegebener kleiner und deshalb vernachlässigter Vermögenseinkommen einer Vielzahl von Haushalten der Mittelschicht sein.

Transfereinkommen und Transferempfänger/innen werden von EVS und SOEP insgesamt gut, allerdings mit einigen Unschärfen nachgewiesen.

- Die Durchschnittsbeträge der Renten der gesetzlichen Rentenversicherung (GRV) aufgrund eigener Erwerbstätigkeit (GRV-eA) fallen um etwa ein Fünftel zu hoch aus.
- Die Zahl der abgeleiteten (Hinterbliebenen-)Renten (GRV-aA) ist deutlich untererfasst – insbesondere in der EVS –, während die Durchschnittsbeträge mit der amtlichen Statistik ungefähr übereinstimmen. Ähnliches gilt für abgeleitete Pensionen (Pens-aA) im SOEP.
- Pensionen aufgrund eigener Erwerbstätigkeit sind zahlenmäßig stark überrepräsentiert – insbesondere in der EVS –, während die Durchschnittsbeträge mit der Referenzstatistik gut übereinstimmen.
- Personen mit Bezug von Arbeitslosengeld I sind in der EVS tendenziell übererfasst. Da die aus der EVS abgeleitete Zahl der Empfänger/innen aber auf ein Quartal bezogen ist und somit neben Personen mit durchgängigem Leistungsbezug auch Zu- und Abgänge (Fluktuationen) umfasst, müsste sie selbst bei vollständiger Repräsentativität höher als die Bestandszahl der amtlichen Statistik ausfallen. Die Übererfassung beläuft sich also nicht auf ein Drittel, wie man aus der Quote von 1,34 auf den ersten Blick meinen könnte, sondern ist geringer, möglicherweise überhaupt nicht gegeben.
- Wohngeldbeziehende und Empfänger/innen von Leistungen nach dem Bundesausbildungsförderungsgesetz (BAföG) sind in der EVS scheinbar besonders stark überrepräsentiert. Unter Berücksichtigung potenzieller Diskrepanzen zwischen allen Empfänger/innen innerhalb eines Quartals (einschließlich der Fluktuationen) und denen von Bestandsstatistiken zu einem Stichtag (Wohngeldstatistik: 31.12) oder im Monatsdurchschnitt (BAföG-Statistik) ist aber – wie hinsichtlich der Arbeitslosengeldbeziehenden – von einer geringeren Verzerrung auszugehen.
- Die Zahl der mit dem SOEP nachgewiesenen Wohngeldempfänger ist insofern schwierig, als etliche Haushalte den Bezug sowohl von Wohngeld als auch von Arbeitslosengeld II (ALG II) nach dem SGB II angegeben haben. Da beide Leistungsarten nicht gleichzeitig bezogen werden können und der Wechsel vom Wohngeld- in den ALG II-Bezug oder umgekehrt innerhalb eines Monats sehr selten sein dürfte, kann davon ausgegangen werden, dass hier fehlerhafte Zuordnungen von Transfers durch die Befragten vorliegen. Für die Berechnung einer korrigierten Nachweisquote wurde angenommen, dass es sich bei Haushalten mit Angabe beider Transferarten um Fälle im ALG II-Bezug handelt, die den neben dem Regelbedarf empfangenen Transfer für Kosten der Unterkunft (KdU) als

Wohngeld angegeben haben – diese Fälle wurden bei der Variante kw nicht mitgezählt. Dadurch wird aus der leichten Übererfassung von Wohngeldhaushalten eine mäßige Untererfassung, während der zunächst überhöhte Durchschnittsbetrag auf den Referenzwert der amtlichen Statistik reduziert wird.

- Der Kinderzuschlag (KiZ) wurde in der EVS 2008 nicht gesondert erfragt, wohl aber mit dem Haushaltsfragebogen des SOEP. Während die Zahl der Kinder, für die Kinderzuschlag im Jahr 2012 bezogen wurde, gut nachgewiesen ist, ist die Zahl der Empfängerhaushalte stark überhöht. Demnach sind die Familien mit nur einem Kind innerhalb der Gruppe mit Kinderzuschlag überrepräsentiert. Da es sich aber insgesamt um eine sehr kleine Gruppe handelt und das SOEP entsprechend wenige Fälle umfasst, war mit einer erheblichen Abweichung von der offiziellen Zahl zu rechnen.
- Die Zahl der Empfänger/innen von Hilfe zum Lebensunterhalt (HLU) nach dem SGB XII ist sowohl in der EVS 2008 als auch im SOEP 2012 viel zu hoch. Da es sich aber hier um eine insgesamt kleine Gruppe handelt und zudem von häufigen Zuordnungsfehlern auszugehen ist – Sozialhilfe wird mit der Grundsicherung für Arbeitssuchende verwechselt –, ist kein gravierendes Problem der Repräsentativität zu sehen.

Tabelle 4: Gegenüberstellung von Einkommensaggregaten bzw. -mittelwerten und Transferbeziehenden laut EVS 2008 und SOEP 2012 mit Ergebnissen der amtlichen Statistik

	2008			2011 (teilw. 2012)		
	amtStat	EVS	NQ	amtStat	SOEP	NQ
YUST	1.002,63 Mrd. €	972,299 Mrd. €	0,9697	1.081,65 Mrd. €	1.008,54 Mrd. € ol 1.113,14 Mrd. € ml nachrichtl. 2012 M-Angabe	0,9324 1,0291 0,9110
YST + YV	584,18 Mrd. €	295,302 Mrd. €	0,5055	589,69 Mrd. €	263,28 Mrd. € ol 297,73 Mrd. € ml	0,4465 0,5049
GRV-eA – Personen	17.832.341	16.705.761	0,9368	18.127.958	17.713.192 ol 18.354.402 ml	0,9771 1,0125
– mean	748 €	890 €	1,1898	769 €	931 € ol 919 € ml	1,2107 1,1951

	2008			2011 (teilw. 2012)		
	amtlStat	EVS	NQ	amtlStat	SOEP	NQ
GRV-aA						
– Personen	5.361.214	2.719.703	0,5073	5.347.818	3.820.823 ol	0,7145
					4.026.779 ml	0,7530
– mean	526 €	528 €	1,0038	539 €	581 € ol 579 € ml	1,0779 1,0742
Pens-eA						
– Personen	1.033.800	1.728.065	1,6716	1.120.489	1.452.972 ol	1,2967
					1.454.943 ml	1,2985
– mean	2.360 €	2.438 €	1,0331	2.540 €	2.604 € ol 2.555 € ml	1,0252 1,0059
Pens-aA						
– Personen	438.800	418.842	0,9545	391.518	262.173 ol 268.245 ml	0,6696 0,6851
– mean	1.202 €	920 €	0,7654	1.356 €	1.339 € ol 1.325 € ml	0,9875 0,9771
ALG I, Personen				hier: 2012	M-Angabe	
	916.989	1.227.156	1,3382	848.849	892.759	1,0517
KiG				hier: 2012	M-Angabe	
– Ausgaben	33,52 Mrd. €	35,586 Mrd. € (inkl. KiZ)	1,0616	38,250 Mrd. €	35,690 Mrd. € ol 37,753 Mrd. € kk	0,9331 0,9870
– Kinder	18,066 Mio.	19,060 Mio.	1,0550	17,082 Mio.	16,968 Mio. ol	0,9933
WoG					hier: 2012 M-Angabe	
– Haushalte	584.035	1.101.749	1,8864	770.369	893.264 640.664 kw	1,1595 0,8316
– mean	88 €	102 €	1,1591	115 €	152 € 118 € kw	1,3217 1,0261
BAföG				hier: 2012	M-Angabe	
– Personen	525.003	848.343	1,6159	630.164	589.528	0,9355
– mean	370 €	341 €	0,9216	433 €	420 €	0,9700

	2008			2011 (teilw. 2012)		
	amtStat	EVS	NQ	amtStat	SOEP	NQ
KiZ					H-Angabe	
– Haushalte	42.634			120.000	195.535	1,6295
– Kinder	120.253			300.000	325.704	1,0857
		n. v.	n. v.		hhf	
					342.487	1,1416
					phf	
– mean	n. v.			n. v.	175 €	n. v.
ALG II					P- und H-Angaben	
– Personen	6.909.198	6.543.048 ¹	0,9470	6.142.988 ¹	5.706.015 ¹	0,9289
					hhf	
					6.388.350 ¹	1,0399
					phf	
– BG (H)	3.577.711	3.472.121	0,9705	3.325.170	2.898.004	0,8715
– mean BG	822 €	627 €	0,7628	822 €	632 €	0,7689
HLU		P-Angabe			H-Angabe	
– Personen	92.320	451.999	4,8960	112.585 ¹	409.826 ¹	3,6401
					hhf	
					467.128 ¹	4,1491
					phf	
– BG (H)	84.198	199.034	2,3639	n. v.	235.790	
– mean BG	673 €	329 €	0,4889	n. v.	302 €	
GruSiA		P-Angabe			H-Angabe	
– Personen	581.257	565.661	0,9732	705.100	720.693 ²	1,0221
					hhf	
					745.254 ²	1,0569
					phf	
– Haushalte				n. v.	576.534	
– mean	400 €	334 €	0,8350	n. v.	510 €	
		pro Person			pro H	

Legende:

amtStat = amtliche Statistik

NQ = Nachweisquote

YUST = Bruttolöhne und -gehälter (aus unselbständiger Arbeit)

YST = Bruttoeinkommen aus selbständiger Tätigkeit

YV = Bruttoeinkommen aus Vermögen

ol = ohne Imputationen

ml = mit Imputationen

M-Angabe = Angabe für den Befragungszeitpunkt (bzw. für Vormonat bei YUST)

eA = eigener Anspruch

aA = abgeleiteter Anspruch

GRV = Renten der gesetzlichen Rentenversicherung

Pens = staatliche Pensionen

ALG I = Arbeitslosengeld I (nach SGB III)

KiG = Kindergeld

WoG = Wohngeld nach dem Wohngeldgesetz

BAföG = Zahlungen nach dem Bundesausbildungsförderungsgesetz

KiZ = Kinderzuschlag

ALG II = Arbeitslosengeld II bzw. Sozialgeld (Grundsicherung für Arbeitssuchende nach SGB II)

HLU = Hilfe zum Lebensunterhalt im Rahmen der Sozialhilfe nach dem SGB XII

GruSiA = Grundsicherung im Alter und bei Erwerbsminderung nach dem SGB XII

kk = Kindergeld korrigiert entsprechend gesetzlich festgelegter Beträge und Anzahl der Kindergeldkinder im Haushalt

kw = korrigiert unter der Annahme, dass Wohngeld und ALG II nicht gleichzeitig innerhalb eines Monats bezogen werden kann; Haushalte, die den Bezug von Wohngeld und von ALG II angegeben haben, wurden nicht mitgezählt.

SGB XII (a) = Leistungen nach dem SGB XII an Empfänger/innen außerhalb von Einrichtungen

H = Haushalt(e)

P = Person(en)

BG = Bedarfsgemeinschaft(en)

hhrf = Hochrechnung mit SOEP-Haushalts-Hochrechnungsfaktor

phrf = Hochrechnung mit SOEP-Personen-Hochrechnungsfaktor

¹ Schätzung: alle Personen i. Haushalten mit Bezug von Hilfe zum Lebensunterhalt nach dem SGB XII

² Schätzung: Zahl der Bezugspersonen, Ehe- und Lebenspartner/innen in Haushalten mit Bezug von Grundsicherung im Alter und bei Erwerbsminderung

Quellen:

(a) FDZ der statistischen Ämter des Bundes und der Länder, EVS 2008 (Grundfile 3:80%-Stichprobe), eigene Berechnungen (kontrollierte Datenfernverarbeitung);

(b) SOEP v29 (Datenlieferung 2013), eigene Berechnungen;

(c) eigene Zusammenstellung / eigene Berechnungen auf Basis folgender amtlicher Statistik:

StBA (2013): VGR des Bundes, Verfügbares Einkommen, Sparen der privaten Haushalte: Deutschland, Abruf am 05.06.2014 aus der GENESIS-Datenbank (GENESIS-online), Tabelle 81000-0009; <http://forschung.deutsche-rentenversicherung.de/ForschPortalWeb/> am 29.11.2013; Rentenversicherung in Zeitreihen, 2013, S. 176, 182, 188; Stichtagsergebnisse zum jeweiligen 31.12.; nur Zahlungen im Inland, d. h. nach Ausklammerung der Zahlungen ins Ausland bzw. nach unbekannt;

Kindergeld: Bundesministerium der Finanzen (2012), Datensammlung zur Steuerpolitik, Ausgabe 2012, Berlin, S. 49 f.. Aus der alternativen Quelle (Destatis, Abruf am 22.11.2013 aus der GENESIS-Datenbank (GENESIS-online), welche Daten der amtlichen Statistik ohne Kindergeld für Bedienstete von Bund, Ländern und Gemeinden/Gv. ausweist, ergeben sich nur folgende Zahlen (Kinderzahl im jeweiligen Dezember):

2008	2012	
28,886 Mrd. €	33,373 Mrd. €	Ausgaben
14,767 Mio.	14,503 Mio.	Kinder

Wohngeld: Statistisches Bundesamt (2013): Empfängerhaushalte von Wohngeld, durchschnittlicher monatlicher Wohngeldanspruch: Deutschland, Abruf am 22.11.2013 aus der GENESIS-Datenbank (GENESIS-online), Stichtagsergebnisse zum jeweiligen 31.12.; Tabelle 22311-0001;

Versorgungsbezüge: Statistisches Bundesamt (2011 bzw. 2013), Statistisches Jahrbuch 2011, S. 600; Statistisches Jahrbuch 2013, S.225, Wiesbaden; Stichtagsergebnisse zum 1. Januar, Bezüge im jeweiligen Januar;

Kinderzuschlag: BMFSFJ (2013), Familienreport 2012, Berlin, S. 120; Becker/Hauser (2012), Kindergrundsicherung, Kindergeld und Kinderzuschlag: Eine vergleichende Analyse aktueller Reformvorschläge, WSI-Diskussionspapier Nr. 180, Düsseldorf, S. 15 (vgl. auch die Anmerkung zu den statistischen Unschärfen dieser Zahlen in Fußnote 25);

BAföG: Statistisches Bundesamt (2004, 2009, 2013), Fachserie 11, Bildung und Kultur, Reihe 7, Ausbildungsförderung nach dem Bundesausbildungsförderungsgesetz (BAföG), Wiesbaden, jeweils Tabelle 1.1. Als Empfängerzahl wurde der jeweilige durchschnittliche Monatsbestand ausgewiesen;

Leistungen nach dem SGB II (ALG II, Sozialgeld, KdU): Statistisches Bundesamt (2013), Statistisches Jahrbuch 2013, S. 228, Wiesbaden; Jahresdurchschnittszahlen bzw. Jahressummen;

Arbeitslosengeld: Bundesagentur für Arbeit (2013), Arbeitsmarkt in Deutschland, Zeitreihen bis 2012, Analytikreport der Statistik Juni 2013, Nürnberg, S. 60;

Leistungen nach dem SGB XII: Statistisches Bundesamt (2010), Fachserie 13, Sozialleistungen, Reihe 2.2, Empfänger/-innen von Sozialhilfe in Form von Hilfe zum Lebensunterhalt, Grundsicherung im Alter und bei Erwerbsminderung 2008, Wiesbaden, Tabelle A1.1, A2, A3, B1.1, B3; <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/...>, Abruf am 08.11.2011; <http://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesellschaftStaat/Soziales/Sozialleistungen/...>, Abruf am 05.12.2013; die ausgewiesenen Zahlen beziehen sich nur auf Empfänger/innen außerhalb von Einrichtungen; der durchschnittliche Nettobedarf bei der Grundsicherung im Alter und bei Erwerbsminderung bezieht sich aber auf die Gesamtgruppe (Empfänger/innen innerhalb und außerhalb von Einrichtungen).

- Der Nachweis der Grundsicherung für Arbeitsuchende (ALG II) nach dem SGB II und der Grundsicherung im Alter und bei Erwerbsminderung nach dem SGB XII (GruSiA) fällt überraschend gut aus. Hinsichtlich des EVS-Ergebnisses ist allerdings zu berücksichtigen, dass wegen der zeitraumbezogenen Erhebung (Quartal) aus dem Vergleich mit einem Stichtagsergebnis eine Quote von mehr als 1 folgen müsste; Haushalte mit ALG II-Bezug sind also in der EVS 2008 wahrscheinlich etwas stärker unterrepräsentiert als im SOEP 2012. Die aus beiden Stichproben folgenden Durchschnittsbeträge sind um etwa ein Viertel zu gering, wobei für das SOEP eigentlich gleichzeitig angegebene Wohngeldbeträge hinzugezählt werden müssten (s. o.), so dass sich der Rückstand gegenüber der Referenzstatistik reduziert.
- Empfänger/innen von Grundsicherung im Alter und bei Erwerbsminderung (GruSiA) sind mit EVS und SOEP – ähnlich wie die Grundsicherung für Arbeitsuchende – weitgehend nachgewiesen, in der EVS aber mit etwas zu geringen Durchschnittsbeträgen. Zudem muss für die EVS als quartalsbezogener Erhebung von einer etwas stärkeren Untererfassung ausgegangen werden als aus der Nachweisquote von 97% unmittelbar ersichtlich; denn infolge von Neuzugängen während der Anschreibungsphase müsste die Quote über 1 liegen.

Als Gesamteindruck ergibt sich aus den mit Tabelle 4 erfolgten Gegenüberstellungen im Kontext der Ausführungen in den vorangegangenen Kapiteln, dass EVS und SOEP trotz einiger Schwächen eine solide Basis für Verteilungsanalysen darstellen und infolge eines hohen Maßes an methodischer Kontinuität die Beobachtung eines längeren Zeitraums zulassen. Das Aggregat der „Masseneinkommen“ aus unselbständiger Arbeit wird nahezu vollständig, die wesentlichsten Transfers der staatlichen sozialen Sicherungssysteme werden weitgehend nachgewiesen. Abweichungen der Zahlen einzelner Transferempfänger/innen von der Referenzstatistik sollten angesichts potenzieller Zuordnungsfehler der Befragten nicht überbewertet werden; dies gilt nicht nur hinsichtlich der verschiedenen Mindestsicherungssysteme, sondern auch bezüglich der Unterscheidung von GRV- bzw. Pensionseinkommen aus eigenem und abgeleitetem Anspruch. Demgegenüber ist die unzureichende Erfassung von Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen als Einschränkung der Aussagekraft von EVS und SOEP zu berücksichtigen. Letztlich muss mit einem „Mittelstands-Bias“ gerechnet werden, wobei dieser nicht nur aus unterrepräsentierten „reichen“ Selbständigen und Vermögenden resultieren muss sondern möglicherweise auch aus einer Unterrepräsentation der Ränder der Lohn- und Gehaltsverteilung. Ungleichheitsmaße auf der Basis von Stichproben sollten deshalb eher als untere Grenzwerte der tatsächlichen Spreizung in der Einkommensverteilung interpretiert werden. Diese Vorbehalte betreffen allerdings weniger die sich ergebende Entwicklungsrichtung der Indikatoren als deren absolutes Niveau.

6. Zusammenfassung

Mit dem vorliegenden Papier werden grundsätzliche methodische Fragen und Aspekte erörtert, die im Vorfeld von Analysen der personellen Einkommensverteilung auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichproben (EVS) und des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) geklärt bzw. bei der Ergebnisinterpretation berücksichtigt werden müssen. Beide Haushaltsstichproben unterscheiden sich wesentlich hinsichtlich der Erhebungsinhalte, der Stichprobenrekrutierung und -größe, der zeitlichen Bezüge und des Beobachtungshorizonts (Querschnitts- versus Längsschnittstudie) sowie der Gestaltung und Durchführung der Befragung. Aus den Abweichungen im Erhebungsumfang und -design resultieren jeweils spezifische Probleme sowie Anforderungen an Datenaufbereitung und Analyse.

Bei EVS-Analysen sind die unzureichende Berücksichtigung der ausländischen Bevölkerung einerseits und die so genannte Abschneidegrenze – also die Ausklammerung einer Hocheinkommensgruppe – andererseits zu berücksichtigen. Beide Probleme können durch die Hochrechnung am Mikrozensus nicht „geheilt“ werden. Letztere erfolgt für die neueren EVS sowohl für Haushalte als auch für Personen, wobei die Frage, welche der alternativen Gewichtungsfaktoren verwendet werden sollten, in Abhängigkeit des jeweiligen Analysezwecks zu entscheiden ist. Abgesehen von den genannten Grenzen der Repräsentativität der EVS und der bei allen Haushaltsbefragungen bestehenden Gefahr eines Mittelstands-Bias kann von einer hohen Datenqualität ausgegangen werden. Mit einer standardisierten Budgetierung von erhobenen Einnahmen und Ausgaben im Zuge der Datenaufbereitung werden umfangreiche Plausibilitätskontrollen und Fehlerbereinigungen – auch über Nachfragen bei den beteiligten Haushalten – durchgeführt. So wird eine weit gehende interne Konsistenz der Daten erreicht. Bei nicht aufzuklärenden Diskrepanzen zwischen Einnahmen und Ausgaben eines Haushalts werden von den statistischen Ämtern allerdings teilweise Einzelfallentscheidungen über den Verbleib des Falls im Datensatz getroffen; diese sind nicht dokumentiert und implizieren eine gewisse Erschwernis für Datennutzer/innen. Weitere analytische Probleme ergeben sich aus dem Quartalsbezug der Daten: Wegen saisonaler Schwankungen bzw. unregelmäßig anfallender Einnahmen und Ausgaben sind Ergebnisse verschiedener Quartalspopulationen nur begrenzt vergleichbar und systematische Verzerrungen infolge von über das Anschreibequartal hinausgehenden zeitlichen Bezügen bestimmter Einnahmen und Ausgaben angelegt. Diesen methodischen Schwierigkeiten kann durch Korrekturen auf der Basis von ergänzenden Variablen nur teilweise begegnet werden.

Die für das SOEP entwickelten Hochrechnungsverfahren sind wesentlich komplexer als die EVS-Gewichtungskonzepte, da bei Wiederholungsbefragungen von Haushalten und Personen vergleichsweise mehr Antwortausfälle, Panel-Mortalität und „Auffrischungsstichproben“ zu berücksichtigen sind. Die SOEP-Datensätze umfassen neben Haushaltsgewichten zwei alternativ konzipierte Personenhochrechnungsfaktoren, deren Eignung mit Blick auf

das jeweilige Untersuchungsziel zu bewerten ist. Im Mittelpunkt der weiteren Erörterungen stehen die mit unvollständigen Einkommensangaben verbundenen Probleme und diesbezügliche Lösungsmöglichkeiten, um ein „verfahrenstechnisch“ ausgerichtetes Ergebnisintervall abzuleiten und die Robustheit von Schätzungen zu prüfen. Die Alternativen des „eliminating and reweighting“ einerseits und der generellen Hinzuschätzung fehlender Beträge mit verschiedenen Imputationstechniken (Längsschnitts- und Querschnittsimputationen) werden um einen Mittelweg ergänzt. Mit der mittleren Variante sollen Risiken der „reinen“ Varianten begrenzt werden: Imputierte Einkommen werden zwar weitgehend übernommen, für kritische Fälle mit Mehrfachimputationen – unter Berücksichtigung einer Kontrollvariable – aber abgelehnt mit der Folge des Ausschlusses aus dem Arbeitsdatensatz. Dieses Konzept folgt aus der Überlegung, dass zwischen Haushalten mit überwiegend imputierten Einkommen und Haushalten, bei denen der Haushaltsfragebogen nicht ausgefüllt wurde und die generell ausgeklammert werden²⁶, kein grundsätzlicher Unterschied besteht. Berechnungen zur Entwicklung der Nettoäquivalenzeinkommen im Zeitraum 1999 bis 2011 (Erhebungsjahre 2000 bis 2012) zeigen, dass der Mittelweg zu einem vergleichsweise stetigen Verlauf des Gini-Koeffizienten führt und die Armutsquoten auf etwas niedrigerem Niveau als bei generellen Einkommensimputationen liegen. Insgesamt sind die Unterschiede aber moderat, und bei allen Varianten ist ein Trend zunehmender Ungleichheit offensichtlich. Insoweit sind die Ergebnisse also robust; kurzfristige Veränderungen zwischen zwei Jahren sollten aber nicht überbewertet werden, da sie methodisch bedingt sein könnten.

Abschließend werden aggregierte Ergebnisse von EVS und SOEP entsprechenden Zahlen der amtlichen Statistik gegenübergestellt. Damit sollen besondere Einschränkungen der Repräsentativität aufgedeckt werden, auch wenn die EVS- und SOEP-Ergebnisse nur bedingt mit denen der VGR und Sozialstatistik vergleichbar sind. Das Aggregat der „Mas-seneinkommen“ aus unselbständiger Arbeit wird nahezu vollständig, die wesentlichsten Transfers der staatlichen sozialen Sicherungssysteme werden weit gehend nachgewiesen. Abweichungen der Zahlen einzelner Transferempfänger/innen von der Referenzstatistik sollten angesichts potenzieller Zuordnungsfehler der Befragten nicht überbewertet werden. Demgegenüber ist die unzureichende Erfassung von Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen als Einschränkung der Aussagekraft von EVS und SOEP zu berücksichtigen. Letztlich muss mit einem „Mittelstands-Bias“ gerechnet werden, wobei dieser nicht nur aus unterrepräsentierten „reichen“ Selbständigen und Vermögenden resultieren muss sondern möglicherweise auch aus einer Unterrepräsentation der Ränder der Lohn- und Gehaltsverteilung. Ungleichheitsmaße auf der Basis von Stichproben sollten deshalb eher als untere Grenzwerte der tatsächlichen Spreizung in der Einkommensverteilung interpretiert werden.

²⁶ Diesen Fällen werden keine Haushalts- und Personenhochrechnungsfaktoren zugewiesen.

Diese Vorbehalte betreffen allerdings weniger die sich ergebende Entwicklungsrichtung der Indikatoren als deren absolutes Niveau.

7. Literatur

- Bach, Stefan/ Corneo, Giacomo/ Steiner, Viktor (2007): From Bottom To Top: The Entire Distribution of Market Income in Germany. 1992-2001. Discussion Paper 683 des DIW Berlin. Berlin.
- Bach, Stefan/ Corneo, Giacomo/ Steiner, Viktor (2008): Effective Taxation of Top Incomes in Germany, 1992-2001. Discussion Paper 767 des DIW Berlin. Berlin.
- Becker, Irene/ Hauser, Richard (2003): Anatomie der Einkommensverteilung. Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1969-1998. Berlin.
- Becker, Irene/ Hauser, Richard (2009): Soziale Gerechtigkeit – ein magisches Viereck. Zieldimensionen, Politikanalysen und empirische Befunde. Berlin.
- Frick, Joachim R./ Goebel, Jan/ Schechtman, Edna/ Wagner, Gert G./ Yitzhaki, Shlomo (2006): Using Analysis of Gini (ANoGi) for detecting whether two sub-samples represent the same universe: The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) Experience. *Sociological Methods & Research*. 34 (4): 427-468.
- Frick, Joachim R./ Grabka, Markus M. (2005): Item-Non-Response on Income Questions in Panel surveys: Incidence, Imputation and the Impact on the Income Distribution. *Allgemeines Statistisches Archiv (AStA)* 89. 49-61.
- Frick, Joachim R./ Grabka, Markus M./ Groh-Samberg, Olaf (2010): Dealing with incomplete household panel data in inequality research. *SOEP papers on Multidisciplinary Panel Data Research* 290. DIW Berlin. Erschienen 2012 in: *Sociological Methods and Research*., 41 (1). 89-123.
- Grabka, Markus M. (2013): SOEP 2012 – Codebook for the \$PEQUIV File 1984-2012: CNEF Variables with Extended Income Information for the SOEP. *SOEP Survey Papers* 143: Series D. Berlin: DIW/SOEP.
- Grabka, Markus M./ Frick, Joachim R. (2003): Imputation of Item-Non-Response on Income Questions in the SOEP 1984–2002. *DIW Research Note No. 29*. Berlin. October 2003.
- Grabka, Markus/ Goebel, Jan/ Schupp, Jürgen (2012): Höhepunkt der Einkommensungleichheit in Deutschland überschritten? *DIW-Wochenbericht* 43/2012. 3-14. DIW Berlin.
- Grabka, Markus M./ Westerheide, Peter/ Hauser, Richard/ Becker, Irene (2008): Integrierte Analyse der Einkommens- und Vermögensverteilung. Abschlussbericht zur Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales. Bonn. Reihe „Lebenslagen in Deutschland“. Hrsg. v. Bundesministerium für Arbeit und Soziales. Bonn.
- Hauser, Richard/ Becker, Irene (2001): Einkommensverteilung im Querschnitt und im Zeitverlauf 1973 – 1998. Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung. Reihe „Lebenslagen in Deutschland“. Hrsg. v. Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (jetzt: Bundesministerium für Arbeit und Soziales). Bonn.
- Hauser, Richard/ Becker, Irene (2005) unter Mitarbeit von Peter Krause und Markus Grabka, Birgit Mattil, und Klaus Kortmann: Verteilung der Einkommen 1999-2003. Bericht zur Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit und Soziale Sicherung. Reihe „Lebenslagen in Deutschland“. Hrsg. v. Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (jetzt: Bundesministerium für Arbeit und Soziales). Bonn.
- Horvitz, D. G./ Thompson, D. J. (1952): A Generalisation of Sampling without Replacement From a Finite Universe. *Journal of the American Statistical Association* 47. 663-685.
- Kroh, Martin (2012): Documentation of Sample Sizes and Panel Attrition in the German Socio Economic Panel (1984 until 2011). *Data Documentation* 66. Berlin: DIW/SOEP.
- Little, Roderick J.A./ Su, Hong-Lin (1989): Item Non-response in Panel Surveys. In: Kasprzyk, D./ Duncan, G./ Singh, M.P. (Hrsg.): *Panel Surveys*, New York: John Wiley.
- Merz, Joachim (2001): Hohe Einkommen, ihre Struktur und Verteilung _ Mikroanalyse auf Basis der Einkommensteuerstatistik. Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung. Reihe „Lebenslagen in Deutschland. Der erste Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung“, hrsg. v. Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (jetzt: Bundesministerium für Arbeit und Soziales). Bonn.

- Pischner, Rainer (2007): Die Querschnittsgewichtung und die Hochrechnungsfaktoren des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) ab Release 2007 (Welle W) – Modifikationen und Aktualisierungen – Data Documentation 22. Berlin: DIW/SOEP.
- Wagner, Gert G./ Goebel, Jan/ Krause, Peter/ Pischner, Rainer/ 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). AStA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv 2, 2008, Nr. 4, S. 301-328.
- Statistisches Bundesamt (1994): Einkommensverteilung nach Haushaltsgruppen und Einkommensarten. Aktualisierte Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für die Jahre 1972 bis 1993. Wiesbaden (Sonderdruck).
- Statistisches Bundesamt (2010): Fachserie 15. Wirtschaftsrechnungen. Reihe 4. Einkommens- und Verbrauchsstichprobe. Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte 2008. Bonn.
- Statistisches Bundesamt (2012): Fachserie 15. Wirtschaftsrechnungen. Reihe 6. Einkommens- und Verbrauchsstichprobe. Einkommensverteilung in Deutschland 2008. Bonn.
- Statistisches Bundesamt (2013): Fachserie 15. Wirtschaftsrechnungen. Reihe 7. Einkommens- und Verbrauchsstichprobe. Aufgabe. Methode und Durchführung 2008. Bonn.

Impressum			
Forschungsverbund Sozioökonomische Berichterstattung (Hrsg.): Berichterstattung zur sozioökonomischen Entwicklung in Deutschland. Dritter Bericht.			
Koordinati- on:	Soziologisches For- schungsinstitut Göttingen (SOFI) e.V., Friedländer Weg 31, 37085 Göttingen	Webseite:	www.soeb.de
Projektlei- tung:	Dr. Peter Bartelheimer	Download:	http://www.soeb.de/fileadmin/redaktion/downloads/Working-Paper/soeb_3_Working-Paper_2014_3_Becker_final.pdf
E-Mail:	peter.bartelheimer@sofi. uni-goettingen.de	Redaktion:	Dr. Jan Goebel (FDZ-SOEP) Sarah Cronjäger (SOFI)
Tel.:	0551-522 0551	Autor (für Rückfragen zum Inhalt):	Dr. Irene Becker (Empirische Verteilungsforschung)
Abteilung 3:	Teilhabe im Haushaltskon- text und soziale Siche- rungssysteme		i-h.becker@t-online.de
Arbeitspaket 10:	Entwicklung der Einkom- mens- und Vermögensver- teilung		