



**University of
Zurich**^{UZH}

**Zurich Open Repository and
Archive**

University of Zurich
Main Library
Strickhofstrasse 39
CH-8057 Zurich
www.zora.uzh.ch

Year: 2013

Soziale Ungleichheit in Deutschland in der Längsschnittperspektive. Befunde zur Armutproblematik auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP)

Giesselmann, Marco ; Goebel, Jan

Abstract: In this article, we discuss and analyse poverty in Germany from a longitudinal perspective. Using data from the German Socio-Economic Panel Study (SOEP), we first show that the general poverty rate in Germany has constantly increased since the late 1990s. Shifting to a life-course perspective, we show that not only socio-structural characteristics have a strong impact on the poverty risk, but also critical life-events. While focusing on dynamics of poverty within individual life-courses, it appears that incidents like formation of a 'new household, birth of a child and separation from partner are associated with an immediate increase of the poverty risk. The event of becoming unemployed stands particularly out. Comparing longitudinal and fixed-effects approaches on the one hand with simple cross-sectional procedures on the other, our analyses finally emphasises that cross-sectional analyses are not sufficient to fully understand or to explain poverty. Therefore, our study can be interpreted as a claim to make stronger use of the benefits of longitudinal data in the context of poverty research.

DOI: <https://doi.org/10.1515/auk-2013-0202>

Posted at the Zurich Open Repository and Archive, University of Zurich

ZORA URL: <https://doi.org/10.5167/uzh-188198>

Journal Article

Published Version

Originally published at:

Giesselmann, Marco; Goebel, Jan (2013). Soziale Ungleichheit in Deutschland in der Längsschnittperspektive. Befunde zur Armutproblematik auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP). *Analyse Kritik*, 35(2):277-302.

DOI: <https://doi.org/10.1515/auk-2013-0202>

Marco Giesselmann und Jan Goebel

Soziale Ungleichheit in Deutschland in der Längsschnittperspektive. Befunde zur Armutsproblematik auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP)

Abstract: In this article, we discuss and analyse poverty in Germany from a longitudinal perspective. Using data from the German Socio-Economic Panel Study (SOEP), we first show that the general poverty rate in Germany has constantly increased since the late 1990s. Shifting to a life-course perspective, we show that not only socio-structural characteristics have a strong impact on the poverty risk, but also critical life-events. While focusing on dynamics of poverty within individual life-courses, it appears that incidents like *formation of a new household*, *birth of a child* and *separation from partner* are associated with an immediate increase of the poverty risk. The event of *becoming unemployed* stands particularly out. Comparing longitudinal and fixed-effects approaches on the one hand with simple cross-sectional procedures on the other, our analyses finally emphasises that cross-sectional analyses are not sufficient to fully understand or to explain poverty. Therefore, our study can be interpreted as a claim to make stronger use of the benefits of longitudinal data in the context of poverty research.

1. Einleitung

Längsschnittliche Erhebungsdesigns, also Surveys mit Messwiederholungen auf individueller Ebene, sind in den Sozialwissenschaften zu einer zentralen empirischen Forschungsgrundlage geworden. Gerade in Deutschland ist die Förderpraxis von personenbasierten Erhebungsprojekten stark auf das Längsschnittformat ausgerichtet: Neben dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP, Wagner et al. 2007) wachsen derzeit mehrere Erhebungsprojekte, deren Daten für die Ungleichheitsforschung genutzt werden können, in leistungsfähige Längsschnittstrukturen. Hierzu zählen insbesondere das *Nationale Bildungspanel* (NEPS, Blossfeld et al. 2011), das *Deutsche Beziehungs- und Familienpanel* (PAIRFAM, Huinink et al. 2011), das *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe* (SHARE, Börsch-Supan/Jürges 2005) sowie das Panel *Arbeitsmarkt und soziale Sicherung* (PASS, Trappmann et al. 2010).

Für die zunehmende Verbreitung von Längsschnittdaten gibt es drei wesentliche Gründe: Zum einen erlauben Daten mit Messwiederholungen neben der Betrachtung von Trends auch die Analyse individueller Dynamiken, wie Übergänge

in bzw. aus bestimmten sozialen und ökonomischen Zuständen. Zweitens können mit Längsschnittdaten personenspezifische Merkmale zeitpunktübergreifend betrachtet und so z.B. verzögerte Auswirkungen von Ereignissen auf individueller Ebene modelliert werden. Schließlich ermöglichen Längsschnittdaten die Annäherung an die experimentelle Analyselogik – entsprechend lassen sich kausale theoretische Erklärungsmodelle statistisch fundiert überprüfen.

Bei Betrachtung der empirischen Praxis zeigt sich allerdings, dass diese Potentiale von Längsschnittdaten gerade in der Armutsforschung bisher kaum ausgeschöpft werden. So widmen sich lediglich drei von über 60 Artikeln mit einem Längsschnittbezug, die im Zeitraum 2000–2009 in den zentralen empirisch-orientierten Zeitschriften der deutschsprachigen Soziologie (*Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, *Zeitschrift für Soziologie*) veröffentlicht wurden, dem Gegenstandsbereich *Armut* (Giesselmann/Windzio 2014). Ziel dieses Artikels ist daher, die Analysepotentiale von Längsschnittdaten für die Armutsforschung herauszustellen und gleichzeitig einen Überblick über den Forschungsstand der längsschnittlichen Armutsforschung zu bieten. Zudem greifen wir ausgewählte Fragestellungen aus der Armutsforschung auf und bearbeiten diese in der Längsschnittperspektive. Primär wollen wir damit methodische Anregungen und Impulse für die Armutsforschung in Deutschland anbieten. Der Fokus auf das Thema *Armut* liegt dabei auch darin begründet, dass sich Armut als zentrale Kenngröße der Ungleichheitsforschung etabliert hat und zudem ein prominentes Thema des öffentlichen und politischen Diskurses ist.

Unsere Arbeit ist in mehrere Abschnitte gegliedert, in denen jeweils ein spezifisches Analysepotential von Längsschnittdaten aufgegriffen wird. Zunächst beleuchten wir die zeitliche Entwicklung von Armut in Deutschland seit 1995. Anschließend wechseln wir von der Trend- zur Längsschnittperspektive und untersuchen Armut als Lebensverlaufphänomen. Dabei zeichnen wir Armutsverläufe um verschiedene kritische Lebensabschnitte empirisch nach. Im letzten Abschnitt untersuchen wir schließlich die Determinanten von Armut in Rahmen multivariater Analysemodelle. Indem wir bei der Bestimmung der Koeffizienten das *Fixed Effects Verfahren* anwenden und so ausschließlich auf intraindividuelle Zusammenhänge abstellen, verdeutlichen wir dabei das Potential von Paneldaten zur Annäherung an kausale Effekte. Zugleich zeigen wir Probleme von querschnittsbasierten Analysestrategien zur Untersuchung von Armut auf. Sämtliche Analysen führen wir auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels durch. Diese Datenbasis sowie Konzepte und Operationalisierungen werden im nächsten Abschnitt beschrieben.

2. Datenbasis und Messung des Risikos von Einkommensarmut

Das Sozio-oekonomische Panel ist eine repräsentative Längsschnitterhebung von sozioökonomischen und demografischen Merkmalen zur Erforschung der Lebensbedingungen in Deutschland.¹ Die Daten des SOEP werden in den alten Bundesländern jährlich seit Mitte der 1980er Jahre erhoben. Die neuen Bundesländer sind seit der deutschen Vereinigung im Jahr 1990 integriert. Infolge der umfangreichen Zuwanderungen aus dem Ausland Ende der 1980er bis zu Beginn der 1990er Jahre wurden seit 1994/95 Zuwandererhaushalte in einer eigenen Stichprobe ergänzend gezogen. Im Laufe der Jahre folgten weitere Zusatzstichproben (sog. ‚Auffrischungen‘), insbesondere eine Verdoppelung des Stichprobenumfangs im Jahre 2000 und die Integration einer Hocheinkommensstichprobe im Jahr 2006. Der Stichprobenumfang des SOEP variiert daher von Jahr zu Jahr infolge der neu aufgenommenen Personen und Haushalte (und der Panelmortalität). Insgesamt wurden im gesamten Zeitraum seit 1984 mehr als 50.000 Personen kontaktiert.

Die hier gewählte Vorgehensweise zur empirischen Erfassung des Risikos von Einkommensarmut folgt in weiten Teilen den Empfehlungen der Europäischen Kommission sowie des Statistischen Amtes der Europäischen Gemeinschaften (Eurostat) zur nationalen Berechnung der sog. Laeken-Indikatoren.² Dieses Indikatortableau ist Teil der von der EU initiierten nationalen Aktionspläne zur Bekämpfung von Armut und Ausgrenzung in Europa; die Messverfahren werden im Wesentlichen auch im Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung berücksichtigt (Bundesministerium für Arbeit und Soziales 2013). Als *einkommensarm* gilt demnach eine Person, deren Haushaltseinkommen unter die relative Armutsrisikogrenze fällt. Diese liegt nach einer europäischen Konvention bei 60 Prozent des Medians der jährlichen Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen des jeweiligen Mitgliedsstaates. Das Einkommen ist, insbesondere in westlichen industriell geprägten Ländern, die zentrale Ressource für die Erreichung und Sicherung eines gewünschten Lebensstandards und wirkt sich nicht zuletzt auch auf das Niveau der wahrgenommenen Lebensqualität aus. Die Verteilung der Einkommen in einer Gesellschaft kann somit auch wesentlich darüber Auskunft geben, ob und inwieweit einzelne Bevölkerungsgruppen von der gesellschaftlichen Teilhabe ausgeschlossen (oder von einem Ausschluss gefährdet) sind. Da faktisch bestehender Mangel (also Armut) über das Einkommen nur *indirekt* gemessen werden kann, wird bei diesem Konzept meist von einem *Armutsrisiko* (respektive einer *Armutsrisikoquote*) gesprochen.³ Dem liegt letztlich die Annahme zu Grunde, dass ab dem Unterschreiten der oben beschriebenen Einkommensschwelle das Risiko, von Armut betroffen zu sein, überproportional steigt.

¹ Die Feldarbeit erfolgt durch TNS Infratest Sozialforschung, München. Für weitere Informationen zum SOEP vgl. Goebel et al. 2008; siehe auch <http://www.diw.de/soepfdz>.

² Die Laeken-Indikatoren werden jährlich für jedes EU-Mitgliedsland errechnet (vgl. Atkinson et al. 2002; Krause/Ritz 2006).

³ Wir benutzen im Folgenden die Begriffe *Armutsquote* und *Armutsrisikoquote* synonym und nehmen die damit verbundenen semantischen Ungenauigkeiten hin, um die Lesbarkeit des Artikels zu stärken.

Eine alternative Möglichkeit zur Bestimmung von Armut ist die *direkte* Messung, welche ermittelt, ob die Ausstattung einer Person (bzw. ihres Haushaltes) bestimmten Standards (also dem, was allgemein als notwendig erachtet wird) entspricht. Ein solcher, zwangsläufig mehrdimensionaler Armutsbegriff ist in der Methodenforschung intensiv diskutiert worden (Alkire/Foster 2011; Andref/Lipsmeier 2001), wird aber in der empirischen Umsetzung bisher wenig genutzt. Dieses mag daran liegen, dass es neben der Entwicklung und Legitimierung eines Indikatorenkataloges (*Gehört ein Fernseher zu den notwendigen Ressourcen? Bedeutet das Fehlen einer warmen Mahlzeit pro Tag substanziellen Mangel?*) eine Reihe weiterer methodischer Probleme zu lösen gilt. So sind Präferenzen einzelner Personen in der Verwendung ihres Einkommens zu berücksichtigen: Ein Vegetarier wird sicher gerne auf fleischhaltiges Essen verzichten und je nach Wohnort ist ein PKW möglicherweise notwendig oder nicht. Ebenso ist die Aggregation und Gewichtung der einzelnen gemessenen Items und Dimensionen bisher noch nicht einheitlich gelöst: Sind dunkle Räume in der Wohnung stärker zu gewichten als die Notwendigkeit, gebrauchte Kleider kaufen zu müssen? Reicht es, wenn bereits in einer Dimension Mangel indiziert wird oder gilt jemand erst dann als depriviert, wenn mehrere Indikatoren ausschlagen? Zudem ist der gesellschaftliche Konsens zur Notwendigkeit bestimmter Güter (wie z.B. Computer, Handy oder Internet) zeitsensitiv: Was zu einem bestimmten Zeitpunkt als essentiell zur sozialen Teilhabe erachtet wird, galt möglicherweise wenige Jahre zuvor noch als Luxusgut. Dadurch müssen die Kriterien einer direkten Armutsmessung zwangsläufig ständig aktualisiert werden.

Der Vorteil des relativen, einkommensbasierten Armutskonzeptes liegt also auf der Hand, es ist vergleichsweise einfach zu messen und zudem zwischen westlichen Ländern und über die Zeit gut vergleichbar. Es soll aber nicht verschwiegen werden, dass auch bei der Konzeptionalisierung des Einkommens eine Reihe von – zum Teil normativen – Fragen beantwortet werden müssen, z.B. welche Komponenten überhaupt berücksichtigt werden sollen, welche Zeitperiode die Richtige ist oder ob es notwendig ist, zwischen verschiedenen Regionen für die unterschiedliche Kaufkraft zu bereinigen. Von daher ist auch das Konzept relativer Einkommensarmut häufig Kritik ausgesetzt, zumal allgemeine Wohlfahrtsgewinne nicht berücksichtigt werden (Sinn 2008): Wenn das Einkommen *aller* Personen um einen bestimmten Prozentsatz ansteigt, bleibt bei einer relativen, einkommensbasierten Messung die Armutsquote unverändert, da sich auch proportional die Armutsschwelle verschiebt. Aus dieser Perspektive mag also eingewendet werden, dass ein verteilungsbasiertes, relatives Maß von Armut tatsächlich vorhandene Deprivation nicht hinreichend aufgreift, da es individuelle Veränderungen von Wohlstand immer in einen Bezug zu allgemeinen Wohlstandsdynamiken setzt. Übersehen wird bei diesem Einwand allerdings, dass die relative Armutsschwelle eben nicht ein *absolutes Existenzminimum* definiert, sondern vielmehr das Einkommensniveau beschreibt, das zum Erreichen eines Mindestmaßes sozio-kultureller Teilhabe in der Gesellschaft als notwendig erachtet wird. Die Implizite Annahme der relativen Armutsmessung ist also, dass sich mit einer allgemeinen Aufwertung des Wohlstandsniveaus gleichzeitig die allgemeine Einschätzung von Mindeststandards sozialer Teilhabe verschiebt.

In der amtlichen Sozialberichterstattung (zuletzt BMAS 2013) und auch in internationalen Vergleichen (OECD 2011a; 2011b) hat sich bei der Operationalisierung von Armut die Nutzung des Vorjahreseinkommens (inklusive des Einkommensvorteils aus selbstgenutztem Wohneigentum) durchgesetzt. Hauptargument ist die angemessenere Beschreibung des Wohlfahrtsniveaus, da es auch unregelmäßige Zahlungen im Verlaufe des Jahres erfasst. Das Vorjahreseinkommen ist aber dadurch auch auf aufwendige Aufbereitungsalgorithmen (*Imputationen*, *Steuersimulation*) angewiesen. Der in unserem Zusammenhang wichtigere Nachteil ist jedoch, dass diese Einkommensmessung sich nicht auf einen bestimmten Zeitpunkt bezieht, sondern ein komplettes Jahr umspannt. Dies bedeutet, dass sich Einkommens- und Armutsmessungen nicht eindeutig zu Lebensereignissen verorten lassen – sofern diese nicht gerade zum Jahreswechsel stattfinden. Da wir aber das Wohlstandsniveau *vor* und *nach* biografischen Einschnitten scharf voneinander abgrenzen wollen, nutzen wir zur Beschreibung der Einkommenssituation das offen abgefragte monatlich verfügbare *aktuelle* Haushaltsnettoeinkommen. Dieses Merkmal bezieht sich auf alle monatlichen Einkünfte nach Abzug von Steuern und Sozialabgaben zuzüglich erhaltener Sozialtransfers. Es bildet also die aktuell verfügbaren ökonomischen Ressourcen für alle zum Befragungszeitpunkt im Haushalt lebenden Personen ab. Um die Einkommenssituation von Haushalten unterschiedlicher Größe und Zusammensetzung vergleichbar zu machen, werden alle Haushaltseinkommen entsprechend dem inzwischen EU-weit standardisierten Vorgehen unter Verwendung der neuen (revidierten) OECD-Skala in sogenannte ‚Äquivalenzeinkommen‘ umgerechnet.⁴ Alle Einkommensangaben werden in Euro ausgewiesen.

Die Analysen erfolgen auf Personenebene und stellen eine statistische Repräsentation der in privaten Haushalten lebenden gesamten Bevölkerung in Deutschland dar. Die Anstaltsbevölkerung (etwa in Altersheimen) bleibt unberücksichtigt. Neu aufgenommene Teilstichproben werden erst ab der jeweils zweiten Erhebungswelle berücksichtigt, um Schwankungen im zeitlichen Verlauf aufgrund methodischer Einflüsse im Antwortverhalten auszuschließen (Frick et al. 2006). Alle Ergebnisse sind gewichtet mit den jeweils bereitgestellten Gewichtungsfaktoren, nutzen das multiple imputierte monatliche Haushaltsnettoeinkommen und beziehen sich auf Version 28 des SOEP (DOI: 10.5684/soep.v28).

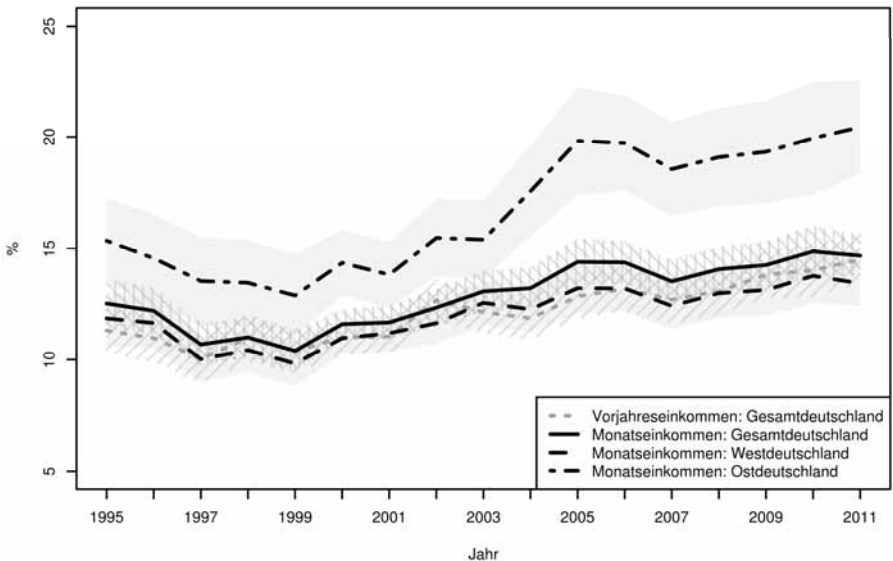
3. Armut in der Trendperspektive

In unserer ersten Abbildung ist der zeitliche Verlauf der oben beschriebenen Armutsquote für Gesamtdeutschland und die beiden Landesteile Ost- und Westdeutschland abgetragen. Für Gesamtdeutschland ist zusätzlich noch die Armutsquote eingezeichnet, die sich bei der Nutzung des Vorjahreseinkommens (anstelle des aktuellen monatlichen Einkommens) ergäbe. Bei der Nutzung von Stichproben zur Schätzung von Mittelwerten und Quoten kommt es zwangsläufig zu zufäl-

⁴ Die revidierte OECD-Skala weist der ersten Person im Haushalt ein Gewicht von 1 zu, jeder weiteren Person über 14 ein Gewicht von 0.5 und allen anderen ein Gewicht von 0.3. Zur näheren Besprechung von Äquivalenzskalen siehe beispielsweise Schwarze 2003.

ligen Schwankungen, beziehungsweise Unsicherheiten. Das Median-Einkommen und daraus abgeleitet auch die Armutsschwelle und -quote können daher statistisch betrachtet nur innerhalb eines bestimmten Intervalls mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit geschätzt werden. Das heißt, dass Veränderungen auch rein zufällig bedingt sein können, also zum Beispiel der Unterschied in der Armutsquote im Jahr 2000 gegenüber dem Jahr 2010 oder zwischen Ost- und Westdeutschland. Daher sollten für statistisch belastbare Aussagen immer die jeweiligen Konfidenzbänder der Schätzung beachtet werden. In *Abbildung 1* sind diese Konfidenzbänder für ein 95%-iges Wahrscheinlichkeitsniveau als ‚Schatten‘ um die eigentlichen Linien abgetragen. Es zeigt sich deutlich, dass die schwarze Linie (die Armutsquote für Gesamtdeutschland basierend auf dem *Monatseinkommen*) sich in keinem Jahr statistisch signifikant von der gestrichelten grauen Linie (die Armutsquote für Gesamtdeutschland basierend auf dem *Vorjahreseinkommen*) unterscheidet. Eine Nutzung des monatlichen Einkommens führt also nicht dazu, dass ein anderes Wohlfahrtsniveau oder ein anderer Trendverlauf analysiert werden würde.

Bis zur Jahrtausendwende schwankte die Armutsquote für Deutschland insgesamt zwischen 10% und 12%. Danach nahm dieser Wert statistisch signifikant auf 14% in 2005 zu und entwickelte sich damit parallel zu der damals schlechten Arbeitsmarktlage. Seitdem stagniert dieser Wert auf einem Niveau um 14%.



Quelle: SOEP v28, eigene gewichtete Berechnungen

Abbildung 1: Entwicklung des Armutrisikos in Deutschland (1995–2011)

Die Armutsquote für Ostdeutschland lag in allen Beobachtungsjahren deutlich über dem entsprechenden westdeutschen Anteil. Dies dürfte vorrangig mit der höheren Arbeitslosigkeit, dem niedrigeren Lohnniveau in Ostdeutschland sowie dem häufigen Fehlen alternativer Einkommensquellen (zum Beispiel aus Mieteinkünften oder anderen Kapitalerträgen) zusammenhängen. Im Verlauf des Transformationsprozesses mit anfänglich auch hohen Einkommenssteigerungen, sank die Armutsquote im Osten statistisch signifikant von knapp 19% im Jahr 1991 auf 13% Ende der 1990er Jahre (Goebel/Habich/Krause 2011; Grabka/Goebel/Schupp 2012). Danach ist sie aber wieder ebenso deutlich gestiegen und lag 2005 bereits mit knapp 20% um mehr als 6 Prozentpunkte über dem Vergleichswert für Westdeutschland. Hierfür ist in erster Linie der überproportionale Anstieg von Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland zwischen 2000 und 2005 (Stat. Bundesamt 2005) sowie die schrittweise Erosion des Doppelverdienersmodells im Gebiet der ehemaligen DDR (Dingeldey 2000; Giesselmann/Lohmann 2008) verantwortlich. In den folgenden Jahren verharrte die Armutsquote etwa auf diesem Niveau und erreichte in 2011 einen neuen Höchststand von 20%. Eine weitere Differenzierung von Westdeutschland (siehe *Region* in *Tabelle 1*) zeigt, dass die Unterscheidung von Ost- und Westdeutschland auch mehr als 20 Jahre nach der Wiedervereinigung regionale Unterschiede im Armutsrisiko dominiert.⁵

Diese allgemeine Darstellung regionenspezifischer Trends kann nicht aufzeigen, welche Bevölkerungsgruppen einem erhöhten Armutsrisiko ausgesetzt sind und ob sich über die Jahre möglicherweise die Verhältnisse zwischen den Gruppen verschoben haben. In *Tabelle 1* sind daher die Armutsquoten (Spalten *ARQ*) für eine Auswahl an Bevölkerungsgruppen aufgelistet. Um die sozialpolitische Bedeutung besser beurteilen zu können, ist zusätzlich die prozentuale Größe der jeweiligen Gruppe mit abgetragen (Spalte *Bev.* in *Tabelle 1*). Verglichen werden dabei aus darstellungsökonomischen Gründen drei Zeiträume: 1995–1999, 2001–2005 und 2007–2011. Ruft man sich *Abbildung 1* wieder in Erinnerung, so sind dies in etwa die Zeiträume mit einer niedrigen, einer steigenden und einer hohen Armutsquote. Die letzte Spalte in *Tabelle 1* zeigt die Differenz zwischen der Armutsquote der ersten Periode und der letzten Periode. Hier wird also deutlich, welche Bevölkerungsgruppen besonders vom Anstieg der Armut betroffen sind. Statistisch signifikante Veränderungen auf dem 95%-Niveau sind fett gedruckt.

In den vergangenen 10–15 Jahren hat das Armutsrisiko über alle dargestellten Bevölkerungsgruppen hinweg zugenommen, wenn auch diese Zunahme nicht in allen Gruppen statistisch signifikant war. Bei der Einteilung nach Altersgruppen zeigt sich das geringste Risiko der Einkommensarmut bei Erwachsenen ab einem Alter von 30 Jahren. In diesem Lebensabschnitt ist die Erwerbsbeteiligung am stärksten ausgeprägt und es werden die höchsten durchschnittlichen Erwerbseinkommen erzielt. Ende der 90er Jahre betrug in dieser Gruppe der Anteil der von Armut Betroffenen 9%, bis zur Periode 2007–2011 ist allerdings auch dieser Anteil statistisch signifikant auf fast 12% gestiegen. Mit dem Ein-

⁵ Goebel und Wurm (2010) zeigen, dass auch bei einer Kontrolle der Siedlungsstruktur der Unterschied im Armutsrisiko zwischen Ost- und Westdeutschland bestehen bleibt. Allerdings finden sie kleinräumigere Unterschiede innerhalb des Stadtgebiets die in Ost- und Westdeutschland ähnliche Muster zeigen.

tritt in die Rentenphase entfällt das Erwerbseinkommen und Rentenzahlungen treten an dessen Stelle. Diese fallen zwar geringer aus als Erwerbseinkommen, allerdings sind in dieser Lebensphase auch kaum noch Kinder in Ausbildung zu unterstützen. Das Armutsrisiko der über 65-Jährigen liegt dementsprechend etwas unter dem Durchschnitt der Gesamtbevölkerung.⁶ Der zweithöchste Zuwachs zwischen der ersten und letzten untersuchten Periode ist in der Gruppe der 50–63-Jährigen zu finden. Dies passt auch zu dem Befund, dass die Zahlbeträge der Gesetzlichen Rentenversicherung bei Neurentnern seit 2003 kontinuierlich sinken, insbesondere im Osten.⁷ Zudem wurden im Erhebungszeitraum Regelungen zur Frühverrentung substantiell modifiziert und dabei die Lasten eines vorzeitigen Renteneintrittes von der Solidargemeinschaft auf Frührentner umgeschichtet (Bogedan/Rasner 2008).

Das am stärksten gestiegene Armutsrisiko ist bei der Altersgruppe der jungen Erwachsenen (18–29 Jahre) zu finden. Diese Altersgruppe ist somit inzwischen die am stärksten von Armut betroffene, allerdings ist die zeitliche Betroffenheit von Armut in dieser Übergangsphase zum eigenen Haushalt oftmals nur kurz⁸ (siehe nächstes Kapitel). Der Anstieg des Armutsrisikos innerhalb dieser Gruppe lässt sich zum einen durch die stärkere Frequentierung des tertiären Bildungssystem erklären, welches den Eintritt in den Arbeitsmarkt und die Erzielung von Erwerbseinkommen verzögert (vgl. OECD 2012). Zudem erfolgt der Einstieg in den Arbeitsmarkt in zunehmendem Maße über prekäre Beschäftigungsverhältnisse (Giesselmann 2009) oder schlecht bezahlte Praktika. So arbeitet etwa die Hälfte der jungen Erwachsenen (bis 25 Jahre) mittlerweile im Niedriglohnsektor (Kalina/Weinkopf 2012).

Für Kinder und Jugendliche (0–17 Jahren) zeigt sich in allen drei Beobachtungsperioden ein überdurchschnittliches Armutsrisiko. Insgesamt hat deren Armutsrisiko zwar leicht zugenommen, jedoch ist dieser Zuwachs statistisch nicht signifikant. Entscheidend für das Risiko in Armut aufzuwachsen ist vor allem die Haushaltskonstellation, ob z.B. nur ein Elternteil im Haushalt vorhanden ist und wie vor allem die Erwerbsbeteiligung der erwachsenen Haushaltsmitglieder ist. Dies verdeutlichen die Quoten im zweiten Block von *Tabelle 1*. Unter allen hier unterschiedenen Haushaltstypen weisen Alleinerziehende nach wie vor mit deutlichem Abstand die höchsten Armutsquoten auf: Etwa ein Drittel aller Alleinerziehenden mit einem oder mehr minderjährigen Kindern leben unterhalb der Armutsgrenze. Hier dürfte weiterhin das gerade für diese Gruppe auftretende Problem der Vereinbarkeit von Familie und Beruf zu einer geringen Einkommenslage führen. Gegenüber der ersten Periode hat sich die entsprechende Quote um

⁶ Im höheren Lebensalter ab 75 Jahren liegt dieses in 2010 sogar gut zwei Prozentpunkte über dem Durchschnitt, was sich damit erklärt, dass diese Personen zunehmend alleine leben (aufgrund der höheren Lebenserwartung von Frauen handelt es sich vielfach um Witwen) und keine Skaleneffekte durch gemeinsames Wirtschaften innerhalb eines Haushalts erzielen können (Grabka/Goebel 2011).

⁷ So liegt der durchschnittliche Zahlbetrag bei einem Neurentner in Ostdeutschland im Jahre 2010 nur bei 785 Euro für Männer und 666 Euro für Frauen (vgl. Grabka/Goebel 2011).

⁸ Bei der Gruppe der alleinlebenden jungen Erwachsenen kann nicht ausgeschlossen werden, dass diese Realtransfers aus dem elterlichen Haushalt beziehen, die hier nicht berücksichtigt werden können (dies betrifft zum Beispiel die Übernahme von Wohnkosten oder die Finanzierung von Verbrauchs- und Konsumgütern).

knapp vier Prozentpunkte erhöht, wenngleich auch nicht statistisch signifikant. Demgegenüber weisen Ehe-/Paare ohne Kinder das geringste Armutsrisiko (mit unter sechs Prozentpunkten am Ende der 90er Jahre) auf. Diese Haushalte profitieren von der Möglichkeit, mehr als ein Erwerbseinkommen beziehen zu können (und dem Wirtschaften in einem gemeinsamen Haushalt). Aber auch bei diesem Haushaltstyp ist das Armutsrisiko im untersuchten Zeitraum statistisch signifikant um knapp drei Prozentpunkte gestiegen. Auch bei Paarhaushalten steigt das Risiko der Armutsbetroffenheit mit Kindern im Haushalt. Für diese Gruppe gab es, als eine der wenigen Haushaltstypen, allerdings keinen weiteren Anstieg und seit der Jahrtausendwende sogar einen leichten (statistisch nicht signifikanten) Rückgang. Im Vergleich zu Paaren (ohne Kinder) weisen Alleinlebende ein überdurchschnittliches Armutsrisiko auf. Dieser Haushaltstyp ist in der Bevölkerung im Laufe der Jahre immer häufiger vertreten und das Armutsrisiko ist ebenfalls über die beobachteten Perioden statistisch signifikant gestiegen.

Eine Erwerbstätigkeit und ein hoher Bildungsabschluss gelten als der beste Schutz gegen Armut. Dies bestätigt sich auch in unserer Analyse: Sowohl ein höherer Bildungsgrad als auch eine stärkere Erwerbsbeteiligung gehen mit einer deutlichen Reduktion des Armutsrisikos einher. Es gibt aber im Zeitverlauf einige Verschiebungen zu beobachten, da der Einfluss des Bildungsniveaus über die drei Perioden insgesamt zugenommen hat. So ist der Unterschied im Armutsrisiko zwischen Personen ohne einen zertifizierten Abschluss und Personen mit einem Hochschulabschluss von 22 Prozentpunkten Ende der 90er Jahre auf einen Abstand von fast 40 Prozentpunkten in der letzten beobachteten Periode gestiegen. Personen ohne einen Abschluss haben somit auch die höchsten Zuwachsraten im Armutsrisiko über die Zeit. Ebenfalls deutliche Zuwächse im Armutsrisiko finden sich in den Gruppen ohne berufliche Ausbildung (und zwar relativ unabhängig davon, welche Art von Schulabschluss vorher abgelegt wurde).

Ist eine Person erwerbstätig, ungeachtet ob Voll- oder Teilzeit, so reduziert sich das Armutsrisiko deutlich. Bei Vollzeit erwerbstätigen Personen beläuft es sich nur noch auf ein Drittel des Niveaus für die Gesamtbevölkerung im erwerbsfähigen Alter. Im langjährigen Trend ist erkennbar, dass Personen in Vollzeitbeschäftigung kaum von einer Erhöhung des Armutsrisikos betroffen sind. Eine Vollzeittätigkeit senkt also auch weiterhin deutlich das Risiko, in relative Einkommensarmut zu fallen.

Anders verhält es sich bei Teilzeitbeschäftigten oder noch in Ausbildung befindlichen Personen. Diese beiden Gruppen haben jeweils einen statistisch signifikanten Anstieg des Armutsrisikos zu verzeichnen: bei den Teilzeitbeschäftigten um knapp 4 Prozentpunkte, bei den Auszubildenden jedoch immerhin um 8 Prozentpunkte. Den stärksten Zuwachs gab es bei den schon von vornherein am stärksten von Armut betroffenen Personen im erwerbsfähigen Alter, den Arbeitslosen. Lebte Ende der 90er Jahre ‚nur‘ jeder Dritte Arbeitslose unterhalb der Armutsgrenze, ist inzwischen mehr als die Hälfte der Arbeitslosen von Armut betroffen. Diese statistisch signifikante Steigerung ist die höchste über alle analysierten demografischen Unterscheidungen in *Tabelle 1* und zeigt die herausragende und weiter zugenommen zentrale Rolle von Erwerbstätigkeit

	1995-1999		2007-2011		Differenz 95-99 / 07-11
	Bev.	ARQ	Bev.	ARQ	
Altersgruppen					
0-17 Jahre	18,4	14,1	15,6	15,0	0,97
18-29 Jahre	14,0	14,5	14,0	20,8	6,32
30-49 Jahre	30,5	8,7	29,1	11,5	2,77
50-63 Jahre	18,7	9,3	18,9	13,9	4,56
64 und älter	18,4	9,3	22,4	10,7	1,43
Haushaltstyp					
Einpersonenhaushalt	16,7	15,0	19,8	18,9	3,87
Paar ohne Kinder	26,9	5,1	29,4	7,8	2,62
Paar mit Kinder	38,6	10,9	31,8	11,6	0,65
Alleinerziehende	4,3	31,7	4,8	35,2	3,52
Post-Eltern Haushalt	13,0	9,5	13,9	15,8	6,35
Sonstige Kombinationen	0,5	7,8	0,4	14,5	6,72
Region					
Nord-Westen	42,5	10,1	42,7	12,7	2,65
Süd-Westen	33,5	9,8	34,2	11,6	1,79
Stadtstaaten	6,7	11,2	6,9	14,5	3,36
Ostdeutschland	17,3	14,1	16,2	20,0	5,96
Migrationshintergrund					
Ohne	83,9	9,3	80,7	11,7	2,48
Mit	16,1	18,5	19,3	21,4	2,95
Bildungsniveau*					
Noch in der Schule	1,9	15,2	2,4	20,1	4,9
Kein Abschluss	2,7	26,0	2,0	44,8	18,76
Hauptschule ohne ber. Ausbildung	15,1	16,8	10,3	24,8	7,96
Hauptschule und ber. Ausbildung	33,7	9,1	28,8	12,5	3,38
Realschule ohne ber. Ausbildung	4,2	14,9	3,7	20,2	5,22
Realschule und ber. Ausbildung	20,8	7,6	24,0	10,9	3,22
Abitur ohne ber. Ausbildung	3,0	12,6	3,7	22,1	9,51
Abitur und ber. Ausbildung	5,0	6,2	6,7	6,3	0,18
FH/ Bachelor	3,0	2,9	6,3	5,2	2,31
Hochschulabschluss	10,7	4,1	12,2	5,4	1,24
Erwerbstätigkeit*					
Erwerbstätig Vollzeit	40,6	4,2	38,0	4,9	0,63
Erwerbstätig Teilzeit	12,3	9,8	17,0	13,4	3,61
Arbeitslos	6,8	32,1	6,8	55,5	23,47
In Ausbildung	4,5	17,7	4,1	25,8	8,14
Nicht erwerbstätig	35,8	11,6	34,2	13,0	1,39

Anmerkungen:

Bev. : Bevölkerungsanteil; ARQ: Armutsrisikoquote

Die mit * gekennzeichneten Unterteilungen beziehen sich auf Personen ab 18 Jahren.

Quelle: SOEP v28, eigene gewichtete Berechnungen

Tabelle 1: Armutsrisiko und Größe ausgewählter Bevölkerungsgruppen

in Deutschland zur Vermeidung eines Armutsrisikos. Interpretiert werden kann diese Entwicklung vor dem Hintergrund der im Jahre 2005 erfolgten Neuordnung des Transfersystems für Arbeitslose, welches das Grundsicherungsprinzip nun stärker betont als das vormals dominierende Prinzip des Statusbehaltes (Becker/Hauser 2006; Giesselmann 2009).

4. Armut in der Lebensverlaufsperspektive

Der vorige Abschnitt hat die Potentiale der Trendperspektive verdeutlicht. Entwicklungen von Armut wurden dabei nachgezeichnet sowie differenziert nach verschiedenen Merkmalen dargestellt. So konnten Problemgruppen identifiziert und Auswirkungen struktureller, ökonomischer und politischer Veränderungen gruppenspezifisch aufgearbeitet werden. Wir haben dies auf Grundlage des SOEP demonstriert, doch wären hier im Grunde keine Paneldaten notwendig gewesen. Schließlich reicht zur Darstellung von Trends, zumindest aus formal-methodischer Perspektive, ein zeitversetzt erhobener Querschnittsdatensatz aus. Solche zeitversetzt erhobenen Querschnittsdaten, wie sie beispielsweise der Mikrozensus zur Verfügung stellt, stoßen jedoch dann an Grenzen, wenn Trendverläufe ihren Ankerpunkt auf individueller Ebene haben sollen. Dies ist immer dann der Fall, wenn die Folgen bestimmter Einschnitte im Lebensverlauf im Fokus des Interesses stehen. Die Bedeutung solch einer biographischen Perspektive auf Phänomene sozialer Ungleichheit wird im Rahmen des Lebensverlaufsansatzes prominent von Kohli (1990) und Mayer (1991) hervorgehoben. Auch der Wunsch, kausale Zusammenhänge zu messen, kann ein Motiv für den Fokus auf den Lebensverlauf sein. So konnte im letzten Abschnitt zwar gezeigt werden, dass Personen mit Kindern einem höheren Armutsrisiko ausgesetzt sind als Personen in kinderlosen Haushalten – ob hier jedoch tatsächlich ein *Effekt* vorliegt, die Unterschiede im Armutsrisiko zwischen den Gruppen also *ursächlich* auf die Unterschiede in der Kinderanzahl zurückgehen, kann deutlich besser auf der Grundlage einer Analyse des Risikoverlaufs um das Ereignis ‚Geburt‘ beantwortet werden.

Wenn nun der Verlauf bestimmter ökonomischer, psycho-emotionaler oder sozialer Indikatoren um ein Lebensereignis empirisch nachgezeichnet werden soll, müssen individuelle Daten zeitpunktübergreifend miteinander verknüpft werden. Jede Messung auf individueller Ebene muss in diesem Fall in einen eindeutigen zeitlichen Bezug zu dem Ereignis gesetzt werden; es werden daher Längsschnittdaten benötigt. Eindrucksvoll demonstriert dieses die Studie von Diener et al. (2006), welche Dynamiken der Lebenszufriedenheit um kritische Lebensereignisse aufbereitet. Hier werden einerseits die unmittelbaren psycho-emotionalen Auswirkungen von Einschnitten wie *Scheidung*, *Tod eines Lebenspartners* und *Arbeitslosigkeit* dargestellt und zudem die mittel- und langfristigen Adaptionsprozesse an das Ausgangsniveau vor dem Ereignis dokumentiert. Anders als Diener et al. wollen wir in diesem Artikel nicht subjektive psycho-emotionale Dynamiken um kritische Lebensereignisse ermitteln, sondern untersuchen, inwiefern das *Armutsrisiko* durch solche Einschnitte beeinflusst wird.

Dass kritische Lebensereignisse Auswirkungen auf ökonomische Lebensbedingungen haben, kann grundsätzlich als gut belegt und begründet gelten. So zeigen Andreß et al. (2006) sowie DiPrete und McManus (2000), dass das Ereignis *Scheidung* mit negativen ökonomischen Konsequenzen insbesondere für Frauen einhergeht. Da der ökonomische Wohlstand einer Person im Haushaltskontext entsteht, bringen Veränderungen der Haushaltskonstellation zwangsläufig eine Neuordnung der ökonomischen Verhältnisse der beteiligten Personen mit sich. Gravierende ökonomische Konsequenzen ergeben sich somit für die Person mit geringerer wirtschaftlicher Eigenständigkeit, da davon auszugehen ist, dass der Wegfall des Hauptverdieners zumindest kurzfristig nicht durch gesteigerte individuelle ökonomische Aktivität kompensiert werden kann. Mit Blick auf das Armutsrisiko gerade geschiedener Personen zeigen dies auch Andreß (1999) und Kohler et al. (2012) für Deutschland sowie Vandecasteele (2010) in der internationalen Perspektive. Die Ergebnisse von Andreß et al. (2006), DiPrete und McManus (2000) sowie Vandecasteele (2010) verdeutlichen jedoch auch, dass mittel- und langfristig der ökonomische Verlust nach einer Trennung durch veränderte individuelle Erwerbsmuster (oder eine neue Partnerschaft) ausgeglichen werden kann. In unserer Studie wollen wir überprüfen, inwieweit sich dieser Adaptionsprozess auch in der langfristigen Entwicklung des Armutsrisikos nach einer Trennung niederschlägt.

Eine weitere Form der Veränderung des Haushaltskontextes ergibt sich durch die Neuformierung eines Haushaltes, wenn eine (junge) Person aus dem Elternhaushalt auszieht. Hierbei handelt es sich oft um Auszubildende oder Studenten, entsprechend verbleiben in der Regel ökonomisch stärkere Personen im Ursprungshaushalt. So kommt es, zumindest kurzfristig, zu substantziellen Einbrüchen des materiellen Wohlstands und einer Erhöhung des Armutsrisikos für die ausziehende Person (Duncan 1988). Wahrscheinlich ist allerdings, dass sich diese Person anschließend auf dem Arbeitsmarkt etabliert und so stufenweise Ihre Wohlstandposition aufwertet. Damit ist relativ kurzfristig eine Adaption des Armutsrisikos an das Ausgangsniveau zu erwarten. Dieser Prozess wurde zwar von Vandecasteele (2010) in der transnationalen Perspektive beschrieben, für Deutschland allerdings bisher nicht systematisch untersucht. Deswegen bereiten wir in dieser Studie zusätzlich zu Trennungsfolgen auch die Auswirkungen des kritischen Ereignisses *Auszug aus dem Elternhaus* auf das Armutsrisiko auf.

Auch Veränderungen im Bedarf eines Haushaltes durch zusätzliche Haushaltsmitglieder sind potentiell mit Einbußen im Wohlstandsniveau verbunden. Dieses ist insbesondere dann zu vermuten, wenn die veränderte Bedarfssituation nicht vollständig institutionell abgedeckt wird. Da kinderspezifische Transferzahlungen in Deutschland in der Regel nicht den zusätzlichen Bedarf eines Kindes im Haushalt kompensieren (Becker/Hauser 2012) und insbesondere junge Kinder zudem mit einer Beschränkung des Erwerbspotentials auf der Haushaltsebene verbunden sind, untersuchen wir in dieser Studie auch die Folgen des Ereignisses *Geburt eines Kindes*. Damit knüpfen wir an Forschungen von Andreß (1999) an, welche auf Grundlage von Daten aus den Jahren 1984–1992 zeigt, dass das Ereignis ‚Geburt‘ unmittelbar mit einem Anstieg des Armutsrisikos eines Haushaltes verbunden ist.

Ein vierter Typ von Einschnitten in das Wohlstandsniveau einer Person konstituieren schließlich Veränderungen in der individuellen Einkommensposition. Einen fundamentalen Eingriff in die individuelle Einkommensbiographie stellt das Ereignis *Arbeitslosigkeit* dar. Erwerbslose Personen haben dementsprechend, wie in *Tabelle 1* gezeigt, ein deutlich höheres Armutsrisiko als Erwerbstätige (siehe auch Andreß 1999) und auch in längsschnittlichen Untersuchungsdesigns konnte der Einfluss des Ereignisses *Arbeitslosigkeit* auf das Armutsrisiko in Deutschland bereits nachgewiesen werden (Kohler et al. 2012). Fragen zu den langfristigen Folgen des Ereignisses sind allerdings auf Grundlage des Forschungsstandes noch nicht widerspruchsfrei beantwortet.

Ereignis	Hypothese: Kurzfristiger Effekt	Hypothese: Adaption	Tests / Indizien ¹
Trennung/Scheidung	↑ (♀); - (♂)	mittelfristig	Kohler et al. (2012); Vandecasteele (2010) ^c ; Andreß et al. (2006) ^a ; DiPrete/McManus ^a (2000); Andreß et al. (1999) ^b
Auszug aus Elternhaus	↑	kurzfristig	Duncan (1988) ^c ; Vandecasteele (2010) ^c
Geburt eines Kindes	↑	-	Andreß et al. (1999) ^b
Arbeitslosigkeit	↑	-	Kohler et al. (2012); Andreß et al. (1999) ^b , Vandecasteele (2011) ^d

¹ Studien, die ‚Indizien‘ liefern, beziehen sich nicht direkt auf Armutswirkung von Ereignissen in Deutschland, sondern betrachten entweder a) das Haushaltseinkommen als Zielvariable, b) untersuchen nur unmittelbare Folgen, oder c) beziehen sich auf mehrere, nicht systematisch getrennte Länder.

Tabelle 2: Kritische Lebensereignisse und Einfluss auf Armutsverläufe in Deutschland: Überblick zu Hypothesen und Forschungsstand

Tabelle 2 gibt einen Überblick über a) die von uns untersuchten Ereignisse, b) die implizit formulierten Hypothesen sowie c) relevante empirische Beiträge. Neben der Nachbildung und Zusammenfassung des Forschungsstandes zeichnet sich unsere Analyse insbesondere durch den Einbezug bisher wenig analysierter kritischer Lebensereignisse (*Auszug aus dem Elternhaus* und *Geburt eines Kindes*) aus. Paneldaten werden für diese Analysen aus zwei Gründen benötigt: Zum einen bedingt die Zuordnung eines Ereignisses die Identifikation von Veränderungen auf individueller Ebene. Außerdem müssen die Messungen einer untersuchten Person in einen zeitlichen Bezug zum Ereignis gesetzt, Informationen auf individueller Ebene also zeitpunktübergreifend miteinander verknüpft werden.

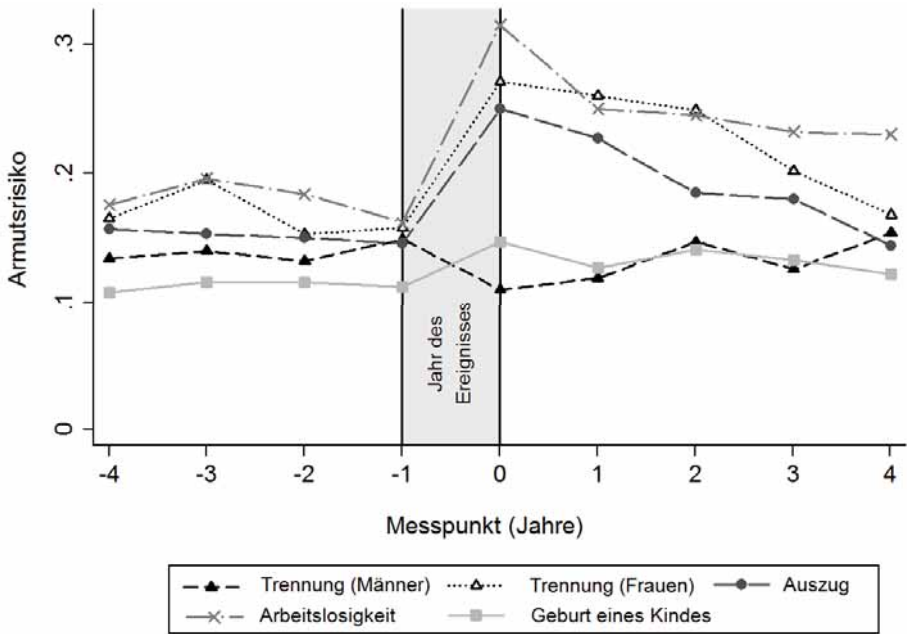
Datenbasis ist wiederum das Sozio-oekonomische Panel (SOEP). Das Ereignis *Trennung/Scheidung* wird durch eine Veränderung des berichteten Partnerstatus zwischen zwei aufeinander folgenden Messungen einer Person festgestellt. Personen, die in der ersten partnerlosen Messung den Status ‚verwitwet‘ berichten, werden dabei ausgeschlossen. Zur Operationalisierung des Ereignisses *Auszug aus dem Elternhaushalt* greifen wir auf eine Variable zurück, welche die Stellung einer Person zum Haushaltsvorstand misst. Weist dieser Indikator einen Wechsel von der Ausprägung *Kind des Haushaltsvorstandes* zu *Haushaltsvorstand* oder

Partner des Haushaltsvorstandes aus, so nehmen wir einen Auszug aus dem Elternhaushalt an (sofern gleichzeitig durch Veränderung der Haushaltsnummer die Neuformierung des Haushaltes des betreffenden Kindes angezeigt wird). Den Übergang in die Arbeitslosigkeit messen wir mit einem Wechsel des Aktivitätsstatus von den Ausprägungen *Erwerbstätig*, *Erwerbstätig (aber nicht in den letzten sieben Tagen)* oder *Elternzeit* zur Ausprägung *Arbeitslos*. Bei der Operationalisierung des Ereignisses *Geburt* verwenden wir die jährlich erhobene Auskunft einer Person zu Geburten eines eigenen Kindes seit der letzten Messung als Indikator. In der Analyse werden jeweils vier Zeitpunkte vor und nach dem Ereignis berücksichtigt, um mögliche Adaptionsprozesse (oder verzögerte Auswirkungen) der Ereignisse aufzugreifen. *Armut* messen wir in dieser Analyse über das berichtete monatliche Haushaltseinkommen, da dieses sich (anders als jahresspezifische Messungen) zeitlich exakt zum Ereignis positionieren lässt.

Durch Verwendung von Querschnittsgewichten stellen wir die Repräsentativität der Ergebnisse sicher. Um ereignisbedingten Ausfallmustern Rechnung zu tragen, arbeiten wir zusätzlich mit den Längsschnittgewichten des SOEP, welche Unterschiede in der Bleibewahrscheinlichkeit einer Person zwischen zwei Befragungswellen ausgleichen (Pischner 2007). Da die Erwerbskonstellation eines Haushaltes mutmaßlich durch kulturell und sozialpolitisch geformte geschlechtsspezifische Leitbilder geprägt ist, führen wir die Analysen für die Folgen einer Trennung separat für Frauen und Männer durch.

Abbildung 2 zeigt die Entwicklung des Armutsrisikos um die beschriebenen Lebensereignisse. Alle von uns untersuchten kritischen biografischen Einschnitte gehen mit einem deutlichen unmittelbaren Anstieg des Armutsrisikos einher. Die Befunde der oben zitierten Studien werden also weitgehend bestätigt. Im Falle von Arbeitslosigkeit zeigen sich die drastischsten Konsequenzen: Zwischen zwei Messungen um das Ereignis *Übergang in die Arbeitslosigkeit* verdoppelt sich das Armutsrisiko einer Person und steigt von 16% auf 32% an. Geringere, aber inhaltlich bedeutsame Zunahmen stellen wir auch um die Ereignisse *Geburt eines Kindes* (von 11% auf 15%) sowie *Auszug aus dem Elternhaus* (von 15% auf 25%) fest. Die geschlechtsspezifische Notation einer Trennung tritt bei der Entwicklung des Armutsrisikos stark hervor: Während das Armutsrisiko von Frauen von 16% auf 27% ansteigt, zeigt sich für Männer eine Abnahme von 15% auf 11%.⁹ Die Differenz in der Entwicklung wird in der Literatur auf individueller Ebene durch geschlechtsspezifisch ausdifferenzierte Grade in der ökonomischen Eigenständigkeit und Verbleibemuster von Kindern erklärt, welche von der Makroebene durch kulturelle Leitbilder und sozialpolitische Regelungen vermittelt werden (Andreas et al. 2006; Hummelsheim 2009).

⁹ Da es im Jahr vor einer Trennung innerhalb von Haushalt gelegentlich zu Befragungsausfällen von Personen kommt, entsprechen sich hier die Armutsquoten von Männern und Frauen nicht exakt.



Quelle: SOEP v28, eigene, längsschnittgewichtete Ergebnisse, n(10): Trennung(Männer)=1162, Trennung(Frauen)=1418, Auszug=2418, Arbeitslosigkeit=4155, Geburt eines Kindes=5655

Abbildung 2: Verlauf des Armutsrisikos um kritische Lebensereignisse (1995–2011)

Auch die von Kohler et al. (2012) sowie DiPrete und McManus (2000) nachgewiesenen Adaptionsprozesse in der langfristigen Perspektive nach dem Ereignis *Trennung* können in unserer Analyse empirisch nachgezeichnet werden: Das Armutsrisiko von Frauen nähert sich im Laufe von fünf Jahren nach der Trennung dem Ausgangsniveau im Jahr vor der Trennung nahezu vollständig an. Das Risiko nach dem Verlust des Arbeitsplatzes sinkt mit zunehmender Dauer nach dem Ereignis ebenfalls deutlich ab. Dieses Ergebnis widerspricht den Analysen von Kohler et al. (2012), in denen auch nach der ereignisfolgenden Messung noch ein weiterer Anstieg des Armutsrisikos ausgewiesen wird. Wir vermuten, dies hängt mit unterschiedlichen Konzeptionalisierungen der Merkmale *Erwerbstätig* und *Arbeitslosigkeit* zusammen, die bei Kohler et al. (2012) nicht zeitpunkt-, sondern jahresspezifisch definiert sind. Außerdem berücksichtigen wir in unserer Analyse auch solche Personen, die bereits vor dem Eintreffen des Ereignisses arm sind. Auch in unserer Analyse wird jedoch innerhalb des untersuchten Zeitfensters das Ausgangsniveau vor der Arbeitslosigkeit nicht wieder erreicht. Dies lässt sich gut mit in der Literatur beschriebenen Stigmatisierungs- und Signalisierungsprozessen bzw. der nachhaltigen Abwertung des Humankapitals einer arbeitslosen Person erklären (Gangl 2006; Hamermesh 1987). Im Gegensatz hierzu

findet nach dem Ereignis *Auszug aus dem Elternhaus* innerhalb von fünf Jahren eine vollständige Adaption an das Ausgangsniveau statt.

Zusammenfassend zeigen die Ereignisse in diesem Abschnitt, dass das Armutsrisiko stark durch die individuelle Biografie geprägt ist: *Armut* entlarvt sich als ein Phänomen, welches substantiell individuellen und zeitpunktspezifischen Dynamiken unterworfen ist und somit eine stark lebensverlaufsspezifische Notation hat. Weiterführend kann die Studie von Kohler et al. (2012) nachweisen, dass Wechselwirkungen zwischen individuellen Ereignissen und makropolitischen Bedingungen bestehen. Vandecasteele (2011) zeigt ergänzend, dass neben dem Geschlecht auch weitere zeitinvariante individuelle Merkmale (wie das Bildungsniveau und die soziale Klasse) die Wirkung der Ereignisse *Trennung* und *Arbeitslosigkeit* auf das Armutsrisiko beeinflussen. Eine Frage, die für zukünftige Forschungen offen bleibt, ist, wie sich Risikoveränderungen und Adaptionprozesse nach dem Auszug aus dem Elternhaus (und der Geburt eines Kindes) durch arbeitsmarkt- und sozialpolitische Reformen in Deutschland im Zeitverlauf verändert haben. Empirisch bekräftigt wird dieses Interesse durch Studien, die belegen, dass insbesondere Einsteiger in den Arbeitsmarkt von solchen Reformen in Deutschland betroffen sind (Gangl 2005; Giesselmann 2009).

5. Armut als abhängiges Merkmal in kausalen Analysedesigns

Im vorigen Abschnitt wurden Informationen auf individueller Ebene zeitpunktübergreifend verknüpft, um Armutsdynamiken und langfristige Adaptionprozesse empirisch nachzuzeichnen. Diese Übergangsperspektive ist allerdings in der Praxis stark auf Merkmale konzentriert, deren Veränderungen klar als Ereignisse abgrenzbar sind. Analysepotentiale von Paneldaten lassen sich indes auch bei komplexeren erklärenden Variablen, deren Veränderungen keine eindeutigen Ereignisse bzw. Einschnitte bilden, abschöpfen.

Mit Blick auf die Darstellung in *Abbildung 2* wird bereits deutlich, dass in Längsschnittdaten grundsätzlich das Potential angelegt ist, Kausalität stärker als mit Querschnittdaten anzunähern. Um beispielsweise den Einfluss von Arbeitslosigkeit zu bestimmen, haben wir das Armutsrisiko von Personen *vor* und *nach* dem Ereignis *Übergang in die Arbeitslosigkeit* verglichen.

In unserer Analyse im vorigen Abschnitt konnten wir daher relativ präzise den Einfluss des Ereignisses *Arbeitslosigkeit* bestimmen. Das Armutsrisiko liegt unmittelbar *nach* Eintritt in die Arbeitslosigkeit bei 32% und ist somit im Schnitt doppelt so hoch wie bei der letzten Messung *vor* der Arbeitslosigkeit (*Abbildung 2*). Wenn wir nun diesen Unterschied als *Arbeitslosigkeitseffekt* interpretieren, so haben wir dabei berücksichtigt, dass bereits *vor* dem Eintritt in die Arbeitslosigkeit das Armutsrisiko einer Person mit späterer Arbeitslosigkeitserfahrung überdurchschnittlich hoch ist. Dies berücksichtigt ein Vergleich im Querschnitt nicht: Das Armutsrisiko eines Arbeitslosen ist im untersuchten Zeitraum durchgehend mehr als fünf Mal so groß wie das einer erwerbstätigen Person (siehe *Abschnitt 4*)! Dieser Unterschied wird offensichtlich nicht alleine durch

die Arbeitslosigkeit hervorgerufen, sondern geht zu einem großen Teil auf andere personenspezifische Merkmale zurück, die sowohl das Arbeitslosigkeits- wie auch das Armutrisiko beeinflussen (wie z.B. eine geringe formelle und informelle Bildung, Arbeitsplatzspezifika, kognitive und nicht-kognitive Persönlichkeitsmerkmale etc.). Im Querschnittsvergleich wird nun der Einfluss dieser Merkmale fälschlicherweise der Arbeitslosigkeit zugeschrieben, in einer längsschnittlichen Umsetzung dagegen automatisch konstant gehalten und so der tatsächliche Effekt der Arbeitslosigkeit angenähert (Brüderl 2010; Giesselmann/Windzio 2012). In diesem Abschnitt soll nun zusätzlich demonstriert werden, wie dieses Potential von Längsschnittdaten, nämlich die *Kontrolle zeitkonstanter unbeobachteter Störvariablen*, im Rahmen multivariater Analysen umgesetzt werden kann. Zudem zeigen wir wiederum exemplarisch, welche Möglichkeiten für die Armutforschung sich hierdurch ergeben.

Innerhalb der soziologischen Methodenforschung ist eine Analysemöglichkeit personenbezogener Paneldaten im multivariaten Kontext besonders einschlägig, nämlich die Verwendung des *Fixed Effects Verfahrens* (FE). Dieses Verfahren überführt die oben beschriebene Logik des Vorher/Nachher-Vergleiches in den regressionsanalytischen Rahmen. Es nähert den Vorher/Nachher-Vergleich (und somit eine experimentelle Analyselogik) an, indem es ausschließlich auf *intraindividuelle* Zusammenhänge bei der Konstruktion von Koeffizienten abstellt: Wenn beispielsweise das Erwerbseinkommen einer Person um einen bestimmten Betrag ansteigt und sich gleichzeitig ihr Armutrisiko verändert, dann wird lediglich diese (individuelle) Veränderung des Armutrisikos in dem Koeffizienten der Einkommensvariable verrechnet, nicht jedoch die Unterschiede im Armutrisiko zu anderen Personen. So wird der Einfluss unveränderlicher, personenspezifischer Merkmale vollständig ausgeblendet und damit schließlich Effektributionen gegenüber dem Einfluss zeitkonstanter Störvariablen abgesichert (Giesselmann/Windzio 2014). Rein formell betrachtet wird beim *Fixed Effects Verfahren* von jeder Merkmalsausprägung der personenspezifische Mittelwert des Merkmals subtrahiert. Die Werte, die schließlich zur Bestimmung der Schätzgerade verwendet werden, geben somit keine absolute Größe mehr an, sondern messen Abweichungen zum personenspezifischen Mittelwert. Das Potential von Paneldaten zur Kontrolle zeitkonstanter Drittvariablen wird also realisiert, indem die Längsschnittinformation auf Personenebene durch eine Subtraktionsprozedur isoliert wird, bevor die einfache OLS-Technik angewendet wird (Brüderl 2010; Giesselmann/Windzio 2012).

Ein Vorzug des FE-Verfahrens ist, dass sich – wie angedeutet – auch solche unabhängigen Variablen in die Analyse einbetten lassen, die nicht kategorial, sondern metrisch sind. Schließlich lassen sich Veränderungen metrischer Variablen nicht als ein genuines, eindeutiges Ereignis beschreiben und deswegen auch nicht im Rahmen einer deskriptiven Analyse wie in *Abschnitt 4* aufarbeiten. Im Rahmen der Armutforschung entfaltet die FE-Methode deswegen beispielsweise besonders dann ihr Potential, wenn individuelle arbeitsmarktspezifische Faktoren als Determinanten analysiert werden sollen, denn entsprechende Variablen (wie das *Erwerbseinkommen* oder die *Erwerbsintensität*) sind oftmals auf metrischem oder ordinalem Niveau gemessen.

Der Effekt von Arbeitsmarktcharakteristika einer Person auf ihr Armutsrisiko ist zentraler Gegenstand der *Working Poor*-Forschungen. So konnte auch vielfach der Einfluss individueller Arbeitsmarktvariablen auf das Armutsrisiko einer erwerbstätigen Person in Deutschland nachgewiesen werden. Im Fokus des Interesses steht dabei zumeist der Zusammenhang zwischen Lohn und Armut (Giesselmann/Lohmann 2008; Lohmann/Giesselmann 2010; Goebel et al. 2005), aber auch Fragen nach dem Einfluss des Erwerbstyps sind Gegenstand wissenschaftlicher (Lohmann 2008) und politischer (Grabka et al. 2012) Diskurse. Allerdings werden diese Diskurse vielfach auf Basis von Querschnittsdaten bzw. -methoden geführt. Wir dagegen wollen in unserer Analyse Längsschnittdaten des SOEP mit der *Fixed Effects Regression* analysieren, also explizit messen, wie sich das Armutsrisiko entwickelt, wenn sich der Arbeitsmarktstatus auf individueller Ebene verändert.

Neben den Merkmalen *Bruttolohn pro Stunde* und *Erwerbstyp* integrieren wir zusätzlich eine Variable, welche das *Prestige einer Arbeitsmarktposition* auf einer metrischen Skala misst, in das Regressionsmodell.¹⁰ Da im Rahmen der FE-Regression alle zeitinvarianten Merkmale, wie oben beschrieben, automatisch konstant gehalten werden, werden als Kontrollvariablen lediglich zeitveränderliche Variablen aufgenommen: *Haushaltstyp* und *Erwerbsintensität* auf der Haushalts- sowie *Bildungsniveau*, *Region* und *Alter* auf Personenebene.¹¹ Den längsschnittlichen FE-Analyseergebnissen stellen wir die Resultate einer einfachen OLS-Regression gegenüber. Letztere speist sich nicht ausschließlich aus intraindividuellen Zusammenhängen, sondern greift auch Unterschiede *zwischen* Personen bei der Konstruktion von Koeffizienten auf. Diese Methode ist also anfällig für Verzerrungen durch personenspezifische Störvariablen; sie wird hier lediglich zu Vergleichszwecken angewendet.

Wegen des geschlechtsspezifisch ausgestalteten Arbeitsmarktes in Deutschland sowie einer Sozialpolitik, die verschiedene Erwerbspositionen geschlechtsspezifisch in den Haushaltskontext einbettet (Hummelsheim 2009; Hinrichs 1996), führen wir die Analysen für Männer und Frauen getrennt durch. Berücksichtigt werden Erwerbstätige zwischen 17 und 64 Jahren, verwendet werden wiederum Daten des SOEP aus den Jahren 1995 bis 2011. Entgegen dem ökonometrischen Standard modellieren wir das untransformierte binäre Armutsrisiko als abhängige Variable, gehen also von einem linearen Effekt der untersuchten Variablen auf das Armutsrisiko aus. Dieses ist der leichteren Darstellung und Interpretierbarkeit der Ergebnisse linearer Wahrscheinlichkeitsmodelle (gegenüber logistischen Regressionsmodellen) geschuldet. Alle Koeffizienten der metrischen Variablen

¹⁰ Wir verwenden dabei die metrische ISEI-Skala, die – auf der Basis von Erhebungen zu Prestige einschätzungen – jeder Tätigkeit eine bestimmte Statusposition zuweist und auf einer Skala von 0 bis 100 normiert ist (Ganzeboom/Treiman 1996).

¹¹ Wir unterscheiden dabei Haushaltstypen nach Anzahl erwachsener Haushaltmitglieder und zusätzlich danach, ob Kinder im Haushalt leben. Die Erwerbsintensität auf der Haushaltsebene misst zusätzlich, ob mehr als eine Person erwerbstätig ist. Bildung messen wir auf Basis der Casmin-Skala, welche die Vielzahl an horizontal und vertikal angeordnete Bildungsabschlüsse in Deutschland in ein übersichtliches, nominales Raster einordnet. Die regionale Einbettung einer Person unterscheiden wir danach, ob der Haushalt in West- oder Ostdeutschland ansässig ist.

lassen sich so als Schätzer der additiven Veränderung des Armutrisikos interpretieren. Gleichwohl haben wir die Robustheit der Ergebnisse – insbesondere auch der Unterschiede zwischen OLS- und FE-Schätzern – im Rahmen logistischer Regressionsmodelle überprüft.

	OLS	FE
Bruttolohn pro Stunde	-0,0012** (0,0001)	-0,0005** (0,0001)
ISEI	-0,0009** (0,0001)	-0,0002 (0,0001)
Alter (Referenz: 18 - 29)		
30 - 49	-0,011* (0,005)	-0,011** (0,003)
50 - 64	-0,011* (0,006)	-0,005 (0,004)
Bildungsniveau (Referenz: kein Abschluss)		
Noch in der Schule	-0,166** (0,057)	-0,033 (0,031)
Hauptschulabschluss ohne ber. Ausbildung	-0,031 (0,021)	0,017 (0,013)
Hauptschulabschluss und ber. Ausbildung	-0,059** (0,020)	0,028* (0,013)
Mittlere Reife ohne ber. Ausbildung	-0,074** (0,023)	0,011 (0,015)
Mittlere Reife und ber. Ausbildung	-0,075** (0,020)	0,019 (0,014)
Abitur ohne ber. Ausbildung	-0,072** (0,024)	0,030 (0,016)
Abitur und ber. Ausbildung	-0,078** (0,020)	0,032* (0,016)
Fachhochschulabschluss/ Bachelor	-0,058** (0,021)	0,052** (0,016)
Hochschulabschluss	-0,064** (0,020)	0,053** (0,017)
Erwerbsstatus (Referenz: Voll erwerbstätig)		
Teilzeitbeschäftigt	0,085** (0,012)	0,075** (0,006)
In Ausbildung	0,126** (0,013)	0,120** (0,006)
Geringfügig erwerbstätig	0,244** (0,023)	0,171** (0,007)
Haushaltstyp (Referenz: Einpersonenhaushalt)		
Paar ohne Kinder	0,004 (0,005)	0,006 (0,004)
Alleinerziehende	0,047** (0,011)	0,036** (0,007)
Paar mit Kind(ern)	0,036** (0,005)	0,018** (0,004)
Mehrgenerationenhaushalt	0,094** (0,019)	0,074** (0,010)
Sonstige Kombination	-0,001 (0,011)	-0,0002 (0,010)
Anzahl Erwerbstätigen im HH (Ref.: eine Person)		
mehr als ein Erwerbstätiger	-0,041** (0,004)	-0,026** (0,002)
Region (Referenz: Westdeutschland)		
Ostdeutschland	0,036** (0,004)	0,047** (0,010)
Konstante	0,171** (0,021)	0,033* (0,014)
N	87278	87278

Standardfehler in Klammern

* p<0.05 ** p<0.01

Quelle: SOEP v28, eigene gewichtete Berechnungen

Tabelle 3: Lineare Regressionen auf die Armutswahrscheinlichkeit erwerbstätiger Männer in Deutschland (1995–2011)

	OLS	FE
Bruttolohn pro Stunde	-0,0011** (0,0002)	-0,0003** (0,0001)
ISEI	-0,0014** (0,0002)	-0,0002 (0,0001)
Alter (Referenz: 18 - 29)		
30 - 49	-0,030** (0,006)	-0,022** (0,004)
50 - 64	-0,044** (0,007)	-0,019** (0,005)
Bildungsniveau (Referenz: kein Abschluss)		
Noch in der Schule	-0,123** (0,045)	0,032 (0,033)
Hauptschulabschluss ohne ber. Ausbildung	-0,048* (0,024)	-0,043** (0,015)
Hauptschulabschluss und ber. Ausbildung	-0,095** (0,022)	-0,041* (0,016)
Mittlere Reife ohne ber. Ausbildung	-0,070** (0,026)	-0,015 (0,018)
Mittlere Reife und ber. Ausbildung	-0,113** (0,022)	-0,041* (0,017)
Abitur ohne ber. Ausbildung	-0,078** (0,026)	-0,007 (0,020)
Abitur und ber. Ausbildung	-0,130** (0,022)	-0,026 (0,020)
Fachhochschulabschluss/ Bachelor	-0,125** (0,022)	-0,072** (0,021)
Hochschulabschluss	-0,107** (0,022)	-0,060** (0,021)
Erwerbsstatus (Referenz: Voll erwerbstätig)		
Teilzeitbeschäftigt	0,049** (0,005)	0,033** (0,003)
In Ausbildung	0,115** (0,016)	0,118** (0,007)
Geringfügig erwerbstätig	0,097** (0,009)	0,054** (0,005)
Haushaltstyp (Referenz: Einpersonenhaushalt)		
Paar ohne Kinder	-0,009 (0,008)	-0,002 (0,005)
Alleinerziehende	0,071** (0,011)	0,025** (0,006)
Paar mit Kind(ern)	0,006 (0,009)	0,002 (0,005)
Mehrgenerationenhaushalt	0,106** (0,026)	0,068** (0,012)
Sonstige Kombination	0,034* (0,016)	0,073** (0,012)
Anzahl Erwerbstätigen im HH (Ref.: eine Person)		
mehr als ein Erwerbstätiger	-0,071** (0,006)	-0,063** (0,003)
Region (Referenz: Westdeutschland)		
Ostdeutschland	0,054** (0,005)	0,061** (0,011)
Konstante	0,267** (0,023)	0,144** (0,018)
N	74752	74752

Standardfehler in Klammern

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$

Quelle: SOEP v28, eigene gewichtete Berechnungen

Tabelle 4: Lineare Regressionen auf die Armutswahrscheinlichkeit erwerbstätiger Frauen in Deutschland (1995–2011)

Tabellen 3 und 4 zeigen die Determinanten des Armutsrisikos, getrennt nach Männern und Frauen. Aufgeführt sind sowohl OLS-Ergebnisse, die Unterschiede im Armutsrisiko zwischen Personen aufgreifen, sowie FE-Schätzer, welche ausschließlich auf *intraindividuelle* Zusammenhänge abstellen und so die Effekte aller zeitkonstanten Drittvariablen kontrollieren. Im Einklang mit vorliegenden Forschungsergebnissen stellen wir in unserer Analyse fest, dass der Lohn einer Person nicht stark an ihr Armutsrisiko gekoppelt ist (Giesselmann/Lohmann 2008; Goebel et al. 2005): Bereits im Rahmen des OLS-Modells wird ein Koeffizient der Lohnvariable von lediglich -0,001 ermittelt. Konkret misst dieser OLS-Koeffizient den durchschnittlichen Unterschied im Armutsrisiko *zwischen* zwei Personen (mit identischen Ausprägungen in den Kovariaten), deren Lohn sich um einen Euro unterscheidet. Pro Euro Lohnsteigerung wird auf Basis der OLS-Schätzmechanik also ein Absinken des Armutsrisikos um 0,1 Prozentpunkte vorhergesagt. Der FE-Schätzer misst nun den durchschnittlichen Unterschied im Armutsrisiko zwischen zwei Messungen *innerhalb einer* Person, bei denen sich der Lohn um einen Euro unterscheidet. Dieser Unterschied ist kleiner als die Differenz *zwischen* Personen mit unterschiedlichem Lohn und liegt bei -0,0005 (bzw. -0,003). Der Fokus auf intraindividuelle Zusammenhänge durch Anwendung der FE-Technik sagt also einen geringeren Effekt des Lohns als einfaches OLS voraus, nämlich ein Absinken des Armutsrisikos um 0,05 (bzw. 0,03) Prozentpunkte bei Lohnsteigerung um einen Euro. Die armutsvermeidende Wirkung einer Lohnsteigerung wird also in der Querschnittsmodellierung mit OLS, selbst bei sorgfältiger Kontrolle von individuellem Humankapital und Haushaltsmerkmalen, geschlechterübergreifend um mehr als das Doppelte überschätzt.

Gleiches gilt für die Prestigeposition auf dem Arbeitsmarkt: Verändert sich der Prestigewert zwischen zwei Messungen einer Person, werden keine statistisch signifikanten Auswirkungen auf das Armutsrisiko vorausgesagt (FE-Modell); es bestehen, angezeigt durch den negativen Koeffizienten im OLS-Modell, lediglich statistisch signifikante Unterschiede im Armutsrisiko *zwischen* Personen mit unterschiedlichem Prestige. Die Koeffizienten zum Erwerbstyp zeigen jedoch, dass die Arbeitsmarktposition einer Person sehr wohl einen substantiellen Einfluss auf ihr Armutsrisiko hat, und zwar auch in der Längsschnittperspektive: Wechsel von der Teilzeit- in die Vollzeit-erwerbstätigkeit auf individueller Ebene sind mit einer starken, statistisch signifikanten Verminderung des Armutsrisikos von 9 (Männer) bzw. 5 (Frauen) Prozentpunkten verbunden (FE-Modell). Der Übergang von Vollzeitbeschäftigung in geringfügige Beschäftigungsverhältnisse stellt umgekehrt ein großes arbeitsmarktspezifisches Armutsrisiko dar. Der Anstieg des Risikos im FE-Modell wird hier auf 24 (Männer) bzw. 10 (Frauen) Prozentpunkte geschätzt. Für Männer sind also Wechsel des Erwerbstyps mit besonders drastischen Konsequenzen im Wohlstandsniveau verbunden. Dies lässt sich wiederum damit erklären, dass Männer im Rahmen des in Deutschland dominierenden Geschlechterregimes oftmals die Rolle des haupterwerbstätigen ‚Ernährers‘ auf der Haushaltsebene einnehmen (Hinrichs 1996).

Wichtiger als Lohn- und Statusmerkmale des Arbeitsplatzes ist also das Format der Erwerbstätigkeit bzw. die *Erwerbsintensität*. Dies gilt auch im erweiterten Haushaltskontext: Der Wegfall eines erwerbstätigen Partners auf der Haus-

haltsebene ist selbst in der Längsschnittperspektive (also im FE-Modell) auf individueller Ebene mit einem starken Anstieg des Armutrisikos (6 Prozentpunkte für Frauen und 3 für Männer) verbunden. Mutmaßlich aufgrund der kulturell und politisch überformten geschlechtsspezifischen Arbeitsteilung sind Frauen hier also stärker als Männer betroffen, da ihr männlicher Partner öfters ein wohlstandssicherndes Einkommen bezieht als umgekehrt. Die stabilen Koeffizienten der Haushaltszusammensetzung verweisen zudem darauf, dass Armut durch Umverteilungsprozesse im Haushalt abgefedert wird. Besonders der Übergang in ein Alleinerziehenden-Modell, also der Wegfall von möglichen Umverteilungsprozessen im Haushalt, vergrößert das Armutrisiko geschlechterübergreifend um etwa 5 Prozentpunkte. Außerdem zeigen die starken Unterschiede im Armutrisiko nach Bildungsgruppen im OLS-Framework, dass die personenspezifische Ausstattung mit Humankapital eine zentrale individuelle Ressource zur Vermeidung von Armut ist. Hierbei spielt allerdings die primäre Bildung eine deutlich gewichtigere Rolle als spätere, nicht-spezialisierte Weiterbildungsmaßnahmen im Lebensverlauf, wie der Abgleich mit FE-Ergebnissen zeigt: Da Bildung im Rahmen der Stichprobe Erwachsener ein tendenziell zeitkonstantes Merkmal ist, greift der intraindividuelle FE-Schätzer hier lediglich den Einfluss zusätzlicher Bildungsmaßnahmen während der Erwerbsbiografie auf (Giesselmann/Windzio 2012).

6. Zusammenfassung und Diskussion

Unser Beitrag zeigt, dass Längsschnittdaten ein differenzierteres Bild zu den Entstehungsbedingungen von Armut in Deutschland zeichnen können als Querschnittsdaten. Neben der Aufarbeitung von Armutstrends sowie der Identifikation sozialstruktureller Armutsdeterminanten erlauben die von uns durchgeführten Längsschnittanalysen, Armut zusätzlich als ein Lebensverlaufphänomen zu begreifen.

Es wurde zunächst gezeigt, dass ökonomische Bedingungen einen Einfluss auf Armutrisiken im Zeitverlauf haben und dass zudem Strukturmerkmale (wie *Bildung*) bedeutsam sind (und im Zeitverlauf bedeutsamer wurden). Zusätzlich haben wir nachgewiesen, dass kritische Lebensereignisse und Armutsdynamiken auf individueller Ebene eng verzahnt sind: Demografische Einschnitte wie die Haushaltsneuformierung, die Geburt eines Kindes sowie die Trennung vom Partner gehen mit einem unmittelbaren Anstieg des Armutrisikos einher. Besonders nachhaltig wirkt das Ereignis *Arbeitslosigkeit* auf das Armutrisiko, hier kann selbst im Rahmen eines 5-jährigen Untersuchungsfensters nach dem Ereignis keine Adaption an das Ausgangsniveau erreicht werden. Als weiteres wichtiges Ereignis mit Blick auf Veränderungen des Armutrisikos konnte – im Rahmen multivariater Analysen – ein Absinken der Erwerbsintensität, sowohl auf der Individual-, als auch der Haushaltsebene identifiziert werden.

Will man Armut bekämpfen, so gilt es also, neben der Abschaffung struktureller Benachteiligungen (z.B. gering gebildeter Personen) insbesondere die Folgen kritischer Lebensereignisse abzufedern. Eine stärkere Vereinbarkeit von

Kinderbetreuung und Erwerbstätigkeit wäre in diesem Sinne hilfreich, um schnellere Aufwertungen des Wohlstandsniveaus nach den Ereignissen *Trennung* und *Geburt* zu erzielen (Andreck et al. 2006; Kreyenfeld/Hank 2000). Neuere Studienergebnisse legen zudem die Vermutung nah, dass arbeitsmarktspezifische Diskriminierung, die junge Mütter betrifft, Adaptionsprozesse des Wohlstandsniveaus nach einer Geburt verhindern (Gangl/Zieffle 2009). Regelungen, die auf eine schnellere und – vor allem – vollzeitbasierte Wiedereingliederung in den Arbeitsmarkt abzielen, lassen sich im Lichte unserer multivariaten Ergebnisse als wichtige Maßnahmen diskutieren, um das mit Arbeitslosigkeit assoziierte, nachhaltige Armutsrisiko systematisch zu bekämpfen (Frick/Grabka 2008). Unsere Analyse zeigt auch, dass sich über Lohnregelungen die Prävalenz von Armut nur bedingt steuern lässt.

Das hohe Risiko materieller Prekarität nach Auszug aus dem Elternhaus, welches weitreichende Konsequenzen für die demografischen und ökonomischen Entscheidungen junger Menschen hat (Blossfeld et al. 2011), mag als Konsequenz arbeitsmarktpolitischer Reformen in Deutschland und der damit verbundenen Abwälzung von Unsicherheit an die Ränder des Arbeitsmarktes (bzw. an Personen in Übergangspositionen) interpretiert werden (Gangl 2005; Giesselmann 2009; Blossfeld/Mills 2003). Spezifische Schutzmechanismen und stärkere Integrationshilfen für Einsteiger könnten das Armutsrisiko in dieser kritischen Lebensphase abfedern.

Neben politischen Implikationen sei aber noch ein methodischer Aspekt unserer Arbeit erwähnt. Hier konnten wir die Dissonanz zwischen methodischem Diskurs und empirischer Praxis, die für die Sozialwissenschaften gut belegt ist (Giesselmann/Windzio 2014), auf ein konkretes Feld, die Armutsforschung, übertragen. Dabei wurde deutlich, dass querschnittsbasierte Zugänge die Entstehungsbedingungen von Armut nur rudimentär nachzeichnen können. Unsere Analysen lassen sich daher auch als Aufforderung an die empirische Armutsforschung deuten, stärker die Analysepotentiale längsschnittlicher Datenstrukturen auszunutzen.

Bibliographie

- Alkire, S./J. Foster (2011), Understandings and Misunderstandings of Multidimensional Poverty Measurement, in: *The Journal of Economic Inequality* 9, 289–314
- Atkinson, T./B. Cantillon/E. Marlier/B. Nolan (2002), *Social Indicators: The EU and Social Inclusion*, Oxford
- Andreck, H. J. (1999), *Leben in Armut. Analysen der Verhaltensweisen armer Haushalte mit Umfragedaten*, Opladen
- /B. Borgloh/M. Brockel/M. Giesselmann/D. Hummelsheim (2006), The Economic Consequences of Partnership Dissolution – A Comparative Analysis of Panel Studies from Belgium, Germany, Great Britain, Italy, and Sweden, in: *European Sociological Review* 22, 533–560
- /G. Lipsmeier (2001), Armut und Lebensstandard, in: Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (Hg.), *Lebenslagen in Deutschland. Der erste Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*, Bonn

- Becker, I./R. Hauser (2006), *Verteilungseffekte der Hartz-IV-Reform. Ergebnisse von Simulationsanalysen*, Bd. 69, Berlin
- /— (2012), Kindergrundsicherung, Kindergeld und Kinderzuschlag: Eine vergleichende Analyse aktueller Reformvorschläge, in: *WSI Diskussionspapiere* 180, Düsseldorf
- Berger, P. A./S. Hradil (1990) (Hg.), *Lebenslagen, Lebensläufe, Lebensstile*, Soziale Welt Sonderband 7, Göttingen
- Blossfeld, H. P./S. Bertolini/D. Hofäcker (2011) (Hg.), *Youth on Globalised Labour Markets. Rising Uncertainty and Its Effects on Early Employment and Family Lives in Europe*, Opladen
- /M. Mills (2003), Globalization, Uncertainty and Changes in Early Life Courses, in: *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 6, 189–218
- /H. G. Roßbach/J. v. Maurice (2011) (Hg.), *Education as a Lifelong Process. The German National Educational Panel Study (NEPS)*, Wiesbaden
- Bogedan, C./A. Rasner (2008), Arbeitsmarkt x Rentenreformen = Altersarmut?, in: *WSI-Mitteilungen: Monatszeitschrift des Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Instituts in der Hans-Böckler-Stiftung* 61, 133–138
- Börsch-Supan, A./H. Jürges (2005) (Hg.), *The Survey of Health, Aging, and Retirement in Europe*, Mannheim
- Brüderl, J. (2010), Kausalanalyse mit Paneldaten, in: Wolf, C./H. Best (Hg.), *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*, Wiesbaden
- Bundesministerium für Arbeit und Soziales (2013), *Lebenslagen in Deutschland. Der 4. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*, Berlin
- Diener, E./R. E. Lucas/C. N. Scollon (2006), Beyond the Hedonic Treadmill: Revising the Adaptation Theory of Well-Being, in: *American Psychologist* 61, 305–314
- Dingeldey, I. (2000) (Hg.), *Erwerbstätigkeit und Familie in Steuer- und Sozialversicherungssystemen. Begünstigungen und Belastungen familialer Erwerbsmuster im Ländervergleich*, Opladen
- DiPrete, T. A./P. A. McManus (2000), Family Change, Employment Transitions, and the Welfare State. Household Income Dynamics in the United States and Germany, in: *American Sociological Review* 65, 343–370
- Duncan, G. J. (1988), The Volatility of Family Income over the Life Course, in: Baltes, P. B./D. L. Featherman/R. M. Lerner (eds.), *Life-span Development and Behavior*, Hillsdale, 317–257
- Eurostat Task Force (1998), *Recommendation on Social Exclusion and Poverty Statistics*, Document CPS/98/31/2, Luxembourg
- Frick, J. R./J. Goebel/S. Yitzhaki/E. Schechtmann/G. Wagner (2006), Using Analysis of Gini (ANOGI) for Detecting Whether two Subsamples Represent the Same Universe: The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) Experience, in: *Sociological Methods & Research* 34, 427–468
- /M. Grabka (2008), *Niedrige Arbeitslosigkeit sorgt für weniger Armutrisiko und Ungleichheit*, Wochenbericht des DIW 38, Berlin
- Gangl, M. (2005), Beschäftigungschancen von Arbeitslosen im internationalen Vergleich, in: *Aus Politik und Zeitgeschichte* 16, 32–38
- (2006), Scar Effects of Unemployment: An Assessment of Institutional Complementarities, in: *American Sociological Review* 71, 986–1013
- /A. Ziefle (2009), Motherhood, Labor Force Behavior, and Women's Careers: An Empirical Assessment of the Wage Penalty for Motherhood in Britain, Germany, and the United States, in: *Demography* 46, 341–369

- Ganzeboom, H. B./D. J. Treiman (1996), Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations, in: *Social Science Research* 25, 201–239
- Giesselmann, M. (2009), Arbeitsmarktpolitischer Wandel in Deutschland seit 1991 und das Working Poor-Problem: Einsteiger als Verlierer des Reformprozesses?, in: *Zeitschrift für Soziologie* 38, 215–238
- /H. Lohmann (2008), The Different Roles of Low-wage Work in Germany: Regional, Demographical and Temporal Variances in the Poverty Risk of Low-paid Workers, in: Andreß, H. J./H. Lohmann (eds.), *The Working Poor in Europe. Employment, Poverty and Globalization*, Cheltenham, 96–123
- /M. Windzio (2012), *Regressionsmodelle zur Analyse von Paneldaten*, Wiesbaden
- /— (2014), Paneldaten in der Soziologie: Fixed Effects Paradigma und empirische Praxis in Panelregression und Ereignisanalyse, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 66, im Erscheinen, DOI: 10.1007/51157-013-0248-2
- Goebel, J./P. Krause/J. Schupp (2005), Mehr Armut durch steigende Arbeitslosigkeit. Niedriglöhne überwiegend als Zusatzeinkommen im Haushalt, in: *Wochenbericht des DIW Berlin* 72, 175–183
- /M. Grabka/P. Krause/M. Kroh/R. Pischner/I. Sieber/M. Spieß (2008), Mikrodaten, Gewichtung und Datenstruktur der Längsschnittstudie Sozio-oekonomisches Panel (SOEP), in: *DIW Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 77, 77–109
- /M. Gornig/H. Häußermann (2010), Polarisierung der Einkommen: Die Mittelschicht verliert, in: *Wochenbericht des DIW* 24, 2–8
- /R. Habich/P. Krause (2011), Einkommen – Verteilung, Angleichung, Armut und Dynamik, in: Statistisches Bundesamt (Hg.), *Datenreport 06. Der Sozialbericht für Deutschland*, Bonn, 162–172
- /M. Grabka (2011), Entwicklung der Altersarmut in Deutschland, in: *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 2, 101–118
- /M. Wurm (2010), Räumliche Unterschiede im Armutsrisiko in Ost und Westdeutschland, in: Krause, P./I. Ostner (Hg.), *Leben in Ost- und Westdeutschland*, Frankfurt, 673–692
- Grabka, M./J. Goebel/J. Schupp (2012), Höhepunkt der Einkommensungleichheit in Deutschland überschritten?, in: *DIW-Wochenbericht: Wirtschaft, Politik, Wissenschaft* 79, 3–15
- Hamermesh, D. S. (1987), The Costs of Worker Displacement, in: *The Quarterly Journal of Economics* 102, 51–76
- Hinrichs, K. (1996), Das Normalarbeitsverhältnis und der männliche Familienernährer als Leitbilder der Sozialpolitik. Sicherungsprobleme im sozialen Wandel, in: *Sozialer Fortschritt* 45, 102–107
- Huinink, J./J. Brüderl/B. Nauck/S. Walper/L. Castiglioni/M. Feldhaus (2011), Panel Analysis of Intimate Relationships and Family Dynamics (pairfam): Conceptual Framework and Design, in: *Zeitschrift für Familienforschung* 23, 77–101
- Hummelsheim, D. (2009), *Die Erwerbsbeteiligung von Müttern: Institutionelle Steuerung oder kulturelle Prägung? Eine empirische Untersuchung am Beispiel von Belgien, West- und Ostdeutschland*, Wiesbaden
- Kalina, T./C. Weinkopf (2012), *Niedriglohnbeschäftigung 2010: Fast jede/r Vierte arbeitet für Niedriglohn*, IAQ Report 01/2012
- Kohler, U./M. Ehlert/B. Grell/J. P. Heisig/A. Radenacker/M. Wörz (2012), Verarmungsrisiken nach kritischen Lebensereignissen in Deutschland und den USA, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 64, 223–245

- Kohli, M. (1990), Das Alter als Herausforderung für die Theorie sozialer Ungleichheit, in: Berger, P. A./S. Hradil (Hg.), *Lebenslagen, Lebensläufe, Lebensstile*, Soziale Welt Sonderband 7, Göttingen, 387–406
- Krause, P./D. Ritz (2006), EU-Indikatoren zur sozialen Inklusion in Deutschland, in: *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 75, 152–173
- Kreyenfeld, M./K. Hank (2000), Does the Availability of Child Care Influence the Employment of Mothers? Findings from Western Germany, in: *Population Research and Policy Review* 19, 317–337
- Lohmann, H. (2008), *Armut von Erwerbstätigen in europäischen Wohlfahrtsstaaten. Niedriglöhne, staatliche Transfers und die Rolle der Familie*, Wiesbaden
- /M. Giesselmann (2010), Armut von Erwerbstätigen in Ost- und Westdeutschland: Die Bedeutung von niedrigen Löhnen und unterschiedlichen Erwerbsmustern, in: Krause, P./I. Ostner (Hg.), *Leben in Ost- und Westdeutschland. Eine sozialwissenschaftliche Bilanz der deutschen Einheit*, Frankfurt, 299–311
- Mayer, K. U. (1991), Soziale Ungleichheit und die Differenzierung von Lebensläufen, in: Zapf, W. (Hg.), *Die Modernisierung moderner Gesellschaften. Verhandlungen des 25. Deutschen Soziologentages in Frankfurt am Main 1990*, Frankfurt–New York, 667–687
- OECD (2011a), *Society at a Glance 2011: OECD Social Indicators*, OECD Publishing
- (2011b), *We Stand: Why Inequality Keeps Rising*, OECD Publishing
- (2012), *Education at a Glance 2012: OECD Indicators*, OECD Publishing
- Pischner, R. (2007), *Die Querschnittsgewichtung und die Hochrechnungsfaktoren des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) ab Release 2007 (Welle w)*, Berlin
- Schwarze, J. (2003), Using Panel Data on Income Satisfaction to Estimate Equivalence Scale Elasticity, in: *The Review of Income and Wealth* 49, 359–372
- Sinn, H. W. (2008), Der bedarfsgewichtete Käse und die neue Armut, in: *Ifo Schnelldienst* 61, 14–16
- Statistisches Bundesamt (2005), *Statistisches Jahrbuch 2005*, Wiesbaden
- Trappmann, M./S. Gundert/D. Gebhardt/C. Wenzig (2010), PASS: A Household Panel Survey for Research on Unemployment and Poverty, in: *Schmollers Jahrbuch* 130, 609–622
- Vandecasteele, L. (2010), Poverty Trajectories after Risky Life Course Events in Different European Welfare Regimes, in: *European Societies* 12, 257–278
- (2011), Life Course Risks or Cumulative Disadvantage? The Structuring Effect of Social Stratification Determinants and Life Course Events on Poverty Transitions in Europe, in: *European Sociological Review* 27, 246–263
- Wagner, G./J. R. Frick/J. Schupp (2007), The German Socio-economic Panel Study (SOEP). Scope, Evolution and Enhancements, in: *Schmollers Jahrbuch: Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 127, 139–169