

## Arm durch Arbeitslosigkeit? Einkommensverluste und Armut im Kontext der Hartz-Reformen

### The Effects of Unemployment on Poverty and Loss of Income in the Context of the German Hartz Reforms

Stefanie Heyne

Universität Mannheim, Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung (MZES), 68131 Mannheim, Germany  
stefanie.heyne@mzes.uni-mannheim.de

**Zusammenfassung:** Der Beitrag untersucht, ob sich das Risiko, durch Arbeitslosigkeit in Armut zu geraten, infolge der Hartz-Reformen vergrößert hat. Eine gestiegene Armutsquote in der Gruppe der Arbeitslosen im Zeitverlauf deutet darauf hin, dass Arbeitslosigkeit seit den Hartz-Reformen ein größeres Armutsrisiko zur Folge hat. Die hier durchgeführten Analysen auf Basis von Längsschnittdaten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) für den Zeitraum von 2001 bis 2009 mithilfe von Fixed-Effects-Schätzern zeigen hingegen, dass Arbeitslosigkeit in den Jahren nach den Reformen nicht mit einem höheren Armutsrisiko verbunden ist. Zusätzliche Analysen des Einkommens zeigen sogar geringere Einkommensverluste bei Arbeitslosen nach den Reformen. Diese Ergebnisse sprechen dafür, dass die Erhöhung der Armutsquote unter Arbeitslosen aus einer veränderten Zusammensetzung der Gruppe der Arbeitslosen infolge der Reformen resultiert. Wird die Dauer der Arbeitslosigkeit berücksichtigt, zeigt sich in den Jahren nach den Reformen für Langzeitarbeitslose ein erhöhtes Armutsrisiko, doch die Einkommensverluste durch Arbeitslosigkeit fallen unabhängig von ihrer Dauer geringer aus als vor den Reformen.

**Schlagnote:** Soziale Ungleichheit; Arbeitslosigkeit; Armut; Hartz-Reformen; SOEP.

**Summary:** This article explores the effect of unemployment on poverty and loss of income before and after the Hartz Reforms in Germany. There is some evidence that an increased poverty rate among the unemployed seems to have been caused by the reforms that included benefit cuts. Contrary to this perception, data from the German socio-economic panel (GSOEP) indicate no increase in poverty risk and, indeed, a decreasing loss of income among the unemployed in the course of the reforms when using fixed effects estimates. If the duration of unemployment is taken into account, analyses indicate a higher risk of poverty among people suffering long term unemployment after the introduction of reform. However, the loss of income associated with unemployment is lower irrespective of its duration.

**Keywords:** Social Inequality; Unemployment; Poverty; Income Dynamics; Hartz Reforms; GSOEP.

#### 1. Einleitung

Die Umsetzung der Hartz-Reformen war mit dem Ziel verbunden, wieder mehr Menschen in Arbeit zu bringen und auf diesem Wege die seit Jahren gestiegene soziale Ungleichheit und Armut zu verringern. Auf den ersten Blick scheint dieses Ziel gelungen: Nachdem die Arbeitslosenquote im Jahr der Umsetzung des vierten Hartz-Gesetzes zunächst mit 11,7 Prozent einen Höchststand erreichte, sank sie in den darauffolgenden Jahren deutlich, zuletzt auf 7,1 Prozent im Jahre 2011 (Bundesagentur für Arbeit 2012). Neben diesem Erfolg scheint sich jedoch auch eine mit den Reformen verbundene Befürchtung zu bestätigen: Während die gesamtgesellschaftliche Armutsquote seit den Hartz-Reformen gesunken ist, ist das Armutsrisiko der Gruppe

der Arbeitslosen stark angestiegen (Goebel et al. 2011; Frick & Grabka 2008). Seit Bekanntwerden der Reformen wurden Befürchtungen laut, dass insbesondere die Zusammenlegung von Arbeitslosen- und Sozialhilfe zu dem neuen Arbeitslosengeld II sowie verschärfte Voraussetzungen beim Bezug von Arbeitslosengeld I zu einer zunehmenden Prekariisierung der Arbeitslosen führen würden. Mitunter kommt es in der öffentlichen Debatte bereits zu einer Gleichsetzung von Hartz IV mit Armut und sozialer Ungleichheit (Ludwig-Mayerhofer et al. 2009).

Der Anstieg der Armutsquote von Arbeitslosen lässt sich jedoch auf unterschiedliche Weise erklären: Zum einen können die Hartz-Reformen dazu geführt haben, dass aufgrund von geringeren Transferleistungen Arbeitslosigkeit nun mit einem grö-

ßeren Armutsrisiko verbunden ist; diese These von einer armutsverstärkenden Wirkung der Reformen wird häufig in öffentlichen Debatten vorgetragen. Eine alternative Erklärung könnte in einer veränderten Zusammensetzung der Gruppe der Arbeitslosen liegen: Die mit den Reformen einhergehenden Veränderungen auf dem Arbeitsmarkt haben möglicherweise dazu geführt, dass der Anteil der stärker von Armut betroffenen Personen unter den Arbeitslosen angestiegen ist; auch diese Entwicklung würde in einer höheren Armutsquote der Arbeitslosen resultieren, aber nicht mit einem höheren Armutsrisiko durch Arbeitslosigkeit einhergehen. Der vorliegende Beitrag untersucht, inwieweit sich das armutsverursachende Potenzial von Arbeitslosigkeit seit den Hartz-Reformen verändert hat, und prüft die empirischen Indizien für die Gültigkeit dieser möglichen Erklärungen der gestiegenen Armutsquote unter Arbeitslosen.

Bei bisherigen Untersuchungen zu den Auswirkungen der Hartz-Reformen auf die finanzielle Situation von Arbeitslosen handelt es sich größtenteils um Simulationsstudien (z. B. Becker & Hauser 2006; Schulte 2004; Blos & Rudolph 2005; Koch et al. 2009). Diese Studien zeichnen sich dadurch aus, dass die Auswirkungen der Hartz-Reformen für Personen, die im alten System Arbeitslosenhilfe erhielten, simuliert werden. Wenn es um die gesellschaftlichen Auswirkungen der Hartz-Reformen geht, vermitteln diese Studien jedoch ein unzureichendes Bild, denn durch die Reformen hat sich nicht nur die Lage der ehemaligen Bezieher von Arbeitslosenhilfe verändert, sondern durch verschärfte Bezugsvoraussetzungen und eine veränderte Bezugsdauer für ältere Arbeitslose auch die Lage für ehemalige Bezieher von Arbeitslosengeld. Anpassungsstrategien durch die betroffenen Haushalte zudem werden nicht berücksichtigt. Die hier vorliegende Untersuchung verfolgt darum ein anderes Konzept: Sie betrachtet, wie sich Arbeitslosigkeit auf das Einkommen und das Armutsrisiko der Betroffenen insgesamt auswirkt, unabhängig davon, welche Transferleistungen der Haushalt im Einzelnen bezieht. Dabei soll der Zusammenhang von Arbeitslosigkeit und Armut mithilfe von Längsschnittdaten in einer dynamischen Analyse betrachtet werden. Arbeitslosigkeit gilt in der hier verfolgten Perspektive dann als Ursache für Armut, wenn der Übergang von der Erwerbstätigkeit in die Arbeitslosigkeit das Armutsrisiko erhöht. Dies stellt einen weiteren Unterschied zu bisherigen Studien dar, die auch frühere nicht erwerbstätige und nicht arbeitslos gemeldete Sozialhilfeempfänger in die Berechnungen einbeziehen (z. B. Goebel & Richter 2007).

Mit dem Begriff der Armut ist im Folgenden stets das Konzept der relativen Einkommensarmut gemeint, nach dem Personen dann als arm gelten, wenn ihr Einkommen – gemessen auf Haushaltsebene und unter Berücksichtigung der unterschiedlichen Haushaltskonstellationen – unter eine festgelegte Armutsgrenze fällt, die in Relation zum gesellschaftlichen Durchschnittseinkommen berechnet wird. Für die finanziellen Konsequenzen von Arbeitslosigkeit spielt der Wohlfahrtsstaat eine entscheidende Rolle: Transferleistungen können Einkommenseinbußen abfedern und die Arbeitsmarktpolitik beeinflusst die Wiederbeschäftigungschancen und somit die Dauer von Arbeitslosigkeit, die ihrerseits entscheidend für die finanziellen Folgen von Arbeitslosigkeit ist. Mit den Hartz-Reformen kam es in Deutschland zu einer weitreichenden Umgestaltung der Arbeitsmarktpolitik (vgl. z. B. Eichhorst et al. 2010; Ludwig-Mayerhofer et al. 2009). Dieser Artikel untersucht daher Veränderungen in der armutsverursachenden Wirkung von Arbeitslosigkeit seit den Hartz-Reformen. Dabei ist auch die Dauer von Arbeitslosigkeit zu berücksichtigen, denn diese spielt eine wichtige Rolle für den Bezug von Transferleistungen. Neben dem Armutsrisiko wird nachfolgend zudem der mit Arbeitslosigkeit verbundene Einkommensverlust untersucht. Der Verlust des Arbeitsplatzes ist in der Regel mit einem Einkommensverlust verbunden, der unter bestimmten Umständen zu Armut führen kann. Die alleinige Betrachtung des Armutsstatus hätte jedoch den Nachteil, dass ein großer Personenkreis aus der Analyse ausgeschlossen würde, nämlich die Gruppe der „Working Poor“. Diese Personen, die schon während der Erwerbstätigkeit ein Einkommen unterhalb der Armutsgrenze beziehen, können per definitionem durch Arbeitslosigkeit nicht arm werden, was jedoch nicht ausschließt, dass sie durch die Arbeitslosigkeit Einkommenseinbußen und Einschnitte in ihrem Lebensstandard erfahren.

Um den Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Armut sowie Einkommensverlust zu untersuchen, werden die Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) von 1992 bis 2010 für Ost- und Westdeutschland verwendet. Dabei soll ermittelt werden, welche Einkommenseinbußen Arbeitslose vor und nach den Hartz-Reformen hinnehmen mussten und wie sich deren Armutsrisiko verhält. Dabei kann durch die Verwendung von Fixed-Effects-Schätzern ein großer Teil der unbeobachteten Heterogenität, die zu möglichen Scheinbeziehungen in Querschnittsanalysen führen können, kontrolliert und so der tatsächliche kausale Effekt geschätzt werden.

Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: Der nächste Abschnitt erläutert den Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit, Einkommensverlust und Armut (2.), bevor die zentralen Aspekte der deutschen Arbeitsmarktpolitik und deren Veränderungen im Zuge der Hartz-Reformen erläutert und Hypothesen abgeleitet werden (3.). Anschließend werden die hier verwendeten Daten und Methoden vorgestellt (4.) und die auf dieser Grundlage gewonnenen Ergebnisse dargestellt (5.). Der Beitrag schließt mit einer Zusammenfassung und Diskussion der Ergebnisse (6.).

## 2. Zum Zusammenhang von Arbeitslosigkeit und Armut

Der hier untersuchte Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Armut lässt sich am besten mit der Lebensverlaufs-perspektive erfassen (De-wilde 2003; Burkhauser & Duncan 1989; Mayer 1990). In Deutschland wurde dieser Ansatz vor allem in Rahmen der dynamischen Armutsforschung entwickelt (Leibfried et al. 1995). Armut wird hier nicht als dauerhaftes Charakteristikum bestimmter sozialer Gruppen verstanden, sondern als eine vorübergehende Phase im Lebenslauf. Es wird angenommen, dass es aufgrund des sozialen Wandels und einer damit verbundenen Zunahme neuer sozialer Risiken zu einer Destandardisierung und Individualisierung von Lebensverläufen kommt, was zu einer sozialen Entgrenzung und Individualisierung von Armutserfahrungen führt (Beck 1986; Leibfried et al. 1995). Armut ist demzufolge nicht länger auf die unterste soziale Klasse beschränkt und die Bedeutung von Lebensereignissen wie Arbeitsplatzverlust, Scheidung und Krankheit für die Armutserfahrung hat zugenommen. Arbeitslosigkeit stellt in diesem Sinne ein Ereignis im Lebensverlauf dar, welches das Armutsrisiko erhöht und sich auch langfristig negativ auf das zukünftige Einkommen auswirken kann (DiPrete & McManus 2000). Die Individualisierungsthese impliziert, dass sich die neuen sozialen Risiken für alle Bevölkerungsgruppen ähnlich auswirken. Kritiker hingegen betonen die weiterhin hohe Relevanz von relativ stabilen strukturellen Merkmalen, wie der Klassenposition, für die Entstehung von sozialer Ungleichheit (z. B. Groh-Samberg 2004). Untersuchungen, die diese Debatte aufgreifen, kommen zu dem Schluss, dass sowohl „klassische“ soziostrukturelle Merkmale als auch biographische Ereignisse Einkommensverläufe und Armutsrisiken beeinflussen (Layte & Whelan 2002; Vandecasteele 2011). Soziostrukturelle Merkmale

wie die Bildung, Geschlecht oder Alter beeinflussen die Wahrscheinlichkeit, Risikoereignisse zu erleben, deren Auswirkungen sowie die zur Verfügung stehenden Möglichkeiten ihrer Überwindung. So ist das Risiko, arbeitslos zu werden, höchst ungleich verteilt und die finanziellen Folgen von Arbeitslosigkeit sind von verschiedenen Faktoren abhängig (z. B. DiPrete & McManus 2000; Hanesch et al. 2000; Ludwig-Mayerhofer 2005; Solga 2002; Uhlen-dorff 2004). Arbeitslosigkeit ist in der Regel zwar für alle Betroffenen mit einem Einkommensverlust verbunden, muss jedoch nicht zu einem Fall unter die Armutsgrenze führen. Zum einen besteht die Möglichkeit, dass eine Person trotz Erwerbstätigkeit bereits arm ist („Working Poor“), zum anderen kann eine Person auch ohne Erwerbstätigkeit einen hohen Lebensstandard besitzen, beispielsweise aufgrund von Vermögen und anderen Einkommensquellen. Der Verlust eines Arbeitsplatzes geht jedoch in der Regel mit einem Einkommensverlust einher. Wie hoch dieser Einkommensverlust ist und ob er dazu führt, dass die betroffene Person als arm bezeichnet werden kann, hängt jedoch von verschiedenen Faktoren ab: vom wohlfahrtsstaatlichen System, von der Haushaltszusammensetzung, von den individuellen Merkmalen des Arbeitslosen und nicht zuletzt auch von der Definition der Armutsgrenze.

Dem Haushalt kommt dabei eine wichtige Rolle zu, da der Lebensstandard in der Regel auf Haushaltsebene gemessen wird. Dies erscheint sinnvoll, da die Produktion von materieller Wohlfahrt in der Regel im Haushaltskontext stattfindet. Für die Wohlfahrt eines Haushaltes sind die Haushaltszusammensetzung (Anzahl und Alter der Personen) und der Erwerbsstatus der Haushaltsmitglieder bedeutsam. Es wird angenommen, dass gemeinsames Wirtschaften zu Ersparnissen führt und der Einkommensbedarf vom Alter der Haushaltsmitglieder abhängig ist. Dies wird durch die Verwendung so genannter Äquivalenzskalen berücksichtigt, die bei der Berechnung des Einkommens im Haushaltskontext den einzelnen Haushaltsmitgliedern unterschiedliche Gewichte zuweisen. Wird eine Person arbeitslos, ist es nun für den Zusammenhang von Arbeitslosigkeit und Armut vor allem von Interesse, über welche weiteren Einkommensquellen ein Haushalt verfügt. Dies können zum einen Einkommen aus Erwerbsarbeit von anderen Haushaltsmitgliedern oder Einkommen aus Vermögen sein, zum anderen staatliche Transferleistungen, die Mitglieder des Haushalts erhalten, wozu auch von der Arbeitslosigkeit unabhängige Transferleistungen wie das Kindergeld zählen können (Hanesch et al. 2000).

Zudem wirkt sich die Arbeitslosigkeit eines Haushaltsmitgliedes auch auf die finanzielle Situation anderer Haushaltsmitglieder aus und kann dazu führen, dass diese auf die neue Situation reagieren und versuchen, die Einkommenseinbußen zu kompensieren – beispielsweise durch Aufnahme einer Beschäftigung oder eine Veränderung der Zusammensetzung des Haushalts. Daneben spielen die Haushaltszusammensetzung und das Einkommen anderer Haushaltsmitglieder auch eine Rolle für den Bezug bestimmter Transferleistungen bei Arbeitslosigkeit, da dieser teilweise von der Ermittlung der Bedürftigkeit eines Haushalts abhängt.

### 3. Arbeitsmarktpolitik in Deutschland und die Hartz-Reformen

Der deutsche Wohlfahrtsstaat galt bis 2005 als Paradebeispiel eines konservativen Wohlfahrtsstaates, dessen zentrales Konzept der Stuserhalt ist (Esping-Andersen 1990). Vor den Hartz-Reformen bestanden die arbeitsmarktpolitischen Institutionen aus einer passiven Komponente, die durch eine starke Abhängigkeit der finanziellen Leistungen vom vorherigem Erwerbsleben geprägt war, sowie einer aktiven Komponente, deren Maßnahmen jedoch nur bedingt effektiv für die Wiedereingliederung in den ersten Arbeitsmarkt waren (Eichhorst et al. 2010). Im Falle von Arbeitslosigkeit griffen drei verschiedene Arten von Transferleistungen (vgl. auch Hanesch et al. 2000; Adamy & Steffen 1998): Das Arbeitslosengeld, das im Zuge der Hartz-Reformen leichte Modifikationen erfuhr und in Arbeitslosengeld I umbenannt wurde, sowie die Arbeitslosen- und Sozialhilfe, die für erwerbsfähige Hilfsbedürftige im Zuge der Reformen zum Arbeitslosengeld II zusammengelegt wurden.

Das Inkrafttreten des „Vierten Gesetzes für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt“ zum 1. Januar 2005 markierte einen Paradigmenwechsel in der deutschen Arbeitsmarktpolitik. Mit der Umsetzung der vier Hartz-Gesetze von 2003 bis 2005 erfolgte eine weitreichende Umgestaltung des Systems vom Stuserhalt zur Einkommensunterstützung im Sinne einer Grundsicherung mit starken Aktivierungselementen (Böhnke 2010; Eichhorst et al. 2010). Unter dem Stichwort des „Forderns und Förderns“ kam es neben der Umgestaltung der Transferzahlungen zu einer Reihe von Veränderungen des gesamten Systems, die dazu beitragen sollten, Arbeitslose schneller und effektiver in bezahlte Arbeit zu bringen: Die Umgestaltung der Arbeitsverwaltung sollte zu einer schnelleren und besseren Vermittlung

von Arbeitslosen führen und die Aktivierung von Arbeitslosen zu deren erhöhter Bereitschaft zur Aufnahme einer Beschäftigung. Gleichzeitig sollte die Arbeitsnachfrage durch die Deregulierung des Arbeitsmarktes stimuliert werden. Im Rahmen der Aktivierung von Arbeitslosen kam es zu einer Umgestaltung bereits bestehender sowie zur Einführung neuer Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik (vgl. Jacobi & Kluge 2007; Ludwig-Mayerhofer et al. 2009).

Ein zentrales Element war zudem die Schaffung von Anreizen zur Aufnahme von Arbeit durch die Einführung des Arbeitslosengeldes II, die häufig eine Senkung der Transferleistungen bedeutet, sowie strengere Zumutbarkeitsregeln bei der Aufnahme neuer Beschäftigungen. Die Zusammenlegung der bisherigen Arbeitslosenhilfe mit der Sozialhilfe zur neuen *Grundsicherung für Arbeitssuchende*, auch als *Arbeitslosengeld-II* oder *Hartz IV* bezeichnet, ist der am stärksten diskutierte Bestandteil der Hartz-Reformen. Diese Transferleistung erhalten alle erwerbsfähigen Hilfsbedürftigen. Dies sind vor allem ehemalige Bezieher von Arbeitslosenhilfe und frühere Sozialhilfeempfänger, die erwerbsfähig sind. Für nicht erwerbsfähige Hilfsbedürftige im Haushalt gibt es zusätzlich Sozialgeld. Im Gegensatz zur Arbeitslosenhilfe im alten System ist diese Leistung nicht mehr an den vorherigen Erwerbsstatus gekoppelt. Es handelt sich um eine pauschale Leistung, die neben den Kosten von Warmmiete und Zuschlägen für Mehr- und einmaligen Bedarf einen pauschalen Betrag von aktuell 374 Euro (seit 01.01.2012) enthält. Das Arbeitslosengeld II ist zudem bedürftigkeitsgeprüft. Die Bedürftigkeit orientiert sich weitgehend an den Bedingungen der Sozialhilfe, angerechnet werden eigenes Vermögen und das Vermögen aller Haushaltsmitglieder, die über bestimmten Freibeträgen liegen. Die Bedürftigkeitsprüfung ist im Vergleich zur Arbeitslosenhilfe strenger, sodass weitere Einkommen des Haushalts und Vermögen stärker angerechnet werden. Die Reformen beinhalteten also eine Kürzung von Leistungen, eine Verschärfung der Bezugsvoraussetzung sowie eine kürzere Bezugsdauer von Arbeitslosengeld von älteren Arbeitslosen.

Trendstudien zur Armutsgefährdung von Arbeitslosen zeigen, dass die Armutsquote der Gruppe der Arbeitslosen insgesamt stark angestiegen ist (Frick & Grabka 2008; Goebel et al. 2011). Weitere Studien beschäftigen sich mit den Auswirkungen der Hartz-Reformen auf die direkt betroffenen Gruppen; so untersuchen Goebel und Richter (2007) die unmittelbaren monetären Auswirkungen der Reformen auf ehemalige Bezieher von Arbeitslosen- und

Sozialhilfe mithilfe von SOEP-Daten und kommen zu dem Schluss, dass etwa die Hälfte der betroffenen Personen infolge der Reformen Einbußen hinnehmen mussten, wohingegen ein Drittel finanziell besser gestellt ist als vor den Reformen. Insgesamt findet sich ein negativer finanzieller Effekt der Reformen für die von den Reformen direkt betroffenen Gruppen, der sich auch in einer höheren Einkommensarmutsquote der Leistungsempfänger widerspiegelt. Diese Befunde bestätigen auch die Ergebnisse von Simulationsstudien zu den Auswirkungen der Reformen (z. B. Becker & Hauser 2006; Schulte 2004; Blos & Rudolph 2005; Koch et al. 2009), die zeigen, dass ehemalige Bezieher von Arbeitslosenhilfe infolge der Reformen zum größten Teil Verluste hinzunehmen haben. So berechnen Becker und Hauser (2006), dass sich für drei Fünftel der Bevölkerung, die vor der Reform in einem Haushalt mit Arbeitslosenhilfeempfang gelebt haben, Einkommensverluste aufgrund geringerer Transferleistungen oder unzureichender Bedürftigkeit ergeben. Für zwei Fünftel hingegen ergibt sich eine Erhöhung der Ansprüche. Dabei sind große Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland und verschiedenen Haushaltstypen zu finden.

Solche Simulationsstudien schätzen jedoch nur die Auswirkungen der Reformen für Haushalte, die im alten System Arbeitslosenhilfe erhalten haben. Da sich die Reformen nicht nur auf diese Haushalte auswirken, sind weitere Mechanismen zu berücksichtigen: Erstens ist zu erwarten, dass sich negative Effekte auch für Personen finden, die im alten System Anspruch auf Arbeitslosengeld hatten und diesen Anspruch nun verloren haben. Zudem ist die Bezugsdauer von Arbeitslosengeld I für ältere Arbeitnehmer kürzer als vor den Reformen. Zweitens kann sich für Haushalte, die im alten System keinen Anspruch auf Arbeitslosengeld und -hilfe hatten, eine finanzielle Besserstellung ergeben, da die Leistungen von Arbeitslosengeld II häufig die der Sozialhilfe übersteigen. Drittens ist davon auszugehen, dass Haushalte ihr Verhalten an eine veränderte Einkommenssituation anpassen und negative Folgen von Reformen ausgleichen. Obwohl insgesamt also sowohl positive als auch negative finanzielle Folgen der Reformen denkbar sind, lässt sich insgesamt erwarten, dass Arbeitslosigkeit nach den Reformen mit einem höheren Armutsrisiko und stärkeren Einkommenseinbußen als vor den Reformen verbunden ist (*Hypothese 1*).

Dabei spielt die Dauer von Arbeitslosigkeit eine wichtige Rolle, da sich mit zunehmender Dauer sowohl vor den Reformen als auch nach den Reformen der Anspruch auf Transferleistungen verrin-

gert. Ein tiefer finanzieller Einschnitt ist nach einem Jahr Arbeitslosigkeit zu erwarten, der Höchstbezugsdauer von Arbeitslosengeld (mit der Ausnahme älterer Arbeitslose). Im Zuge der Reformen hat sich die Situation vor allem für Langzeitarbeitslose verschärft, da viele nun anstelle der am vorherigen Einkommen orientierten Arbeitslosenhilfe Arbeitslosengeld II beziehen, was insbesondere für ehemals gut verdienende Arbeitslose eine deutliche finanzielle Verschlechterung darstellt. Es wird darum angenommen, dass die Reformen vor allem zu stärkeren Einkommenseinbußen und zu einem höheren Armutsrisiko von Langzeitarbeitslosen geführt haben (*Hypothese 2*), wohingegen sich für Kurzzeitarbeitslose keine oder nur eine leichte Verschlechterung der Lage finden sollte, da zwar verschärfte Bezugsvoraussetzungen dazu führen können, dass weniger Kurzzeitarbeitslose Arbeitslosengeld I beziehen, die Höhe des Arbeitslosengeldes jedoch unverändert blieb.

## 4. Untersuchungsdesign

### 4.1 Datengrundlage

Für die Analyse wird das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) verwendet, eine Längsschnitterhebung, für welche seit 1984 jedes Jahr private Haushalte in Westdeutschland und seit 1990 in ganz Deutschland befragt werden (Wagner et al. 2008). Für die Untersuchung werden alle Stichproben der Wellen von 2001 bis 2010 verwendet.<sup>1</sup> Das für die Analyse verwendete Sample wurde bezüglich folgender Merkmale weiter eingeschränkt: Es wurden nur Personen im Alter von 25 bis 55 Jahren in die Analyse aufgenommen, um so den speziellen Thematiken des Erwerbseinstiegs und der Frühverrentung zu meiden, die im Zusammenhang mit Arbeitslosigkeit eine wichtige Rolle spielen. Die Analysen beschränken sich darüber hinaus auf den Unterschied in Einkommen und Armutsrisiko von Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit; Beobachtungen von nicht erwerbstätigen Personen wurden aus dem Sample ausgeschlossen. Das Sample für die multivariaten Analysen besteht insgesamt aus 69.538 Beobachtungen von 15.755 Personen, bei denen 5.634 Fälle von Arbeitslosigkeit von 2.556 Personen beobachtet wurden.

<sup>1</sup> Aufgrund der Verwendung des Kalendariums für die Operationalisierung des Erwerbsstatus bezieht sich die Analyse auf die Jahre 2001 bis 2009.



## 4.2 Methode

Arbeitslosigkeit wird nachfolgend als Ursache von Armut und Einkommensverlusten in der oben beschriebenen Perspektive des Lebensverlaufsansatzes analysiert. Studien, die auf einem Querschnittsdesign beruhen, berücksichtigen den Effekt der Selektion in die Arbeitslosigkeit nur unzureichend (Brüderl 2010). Es gibt soziale Gruppen, die deutlich höhere Risiken der Arbeitslosigkeit aufweisen als andere. Bei diesen sozialen Gruppen handelt es sich größtenteils um diejenigen Gruppen, die auch bei Erwerbstätigkeit ein vergleichsweise hohes Armutsrisiko tragen. Dies führt bei einer reinen Querschnittsbetrachtung dazu, dass das armutsverursachende Potenzial der Arbeitslosigkeit überschätzt wird. So tragen gering qualifizierte Personen ein überdurchschnittliches Armutsrisiko, da sie häufig schlecht bezahlten Beschäftigungen nachgehen. Diese Personengruppe ist nun auch deutlich häufiger von Arbeitslosigkeit betroffen als höher qualifizierte Personen. Betrachtet man das Armutsrisiko von Arbeitslosen ohne Kontrolle weiterer Merkmale, wird der kausale Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Armut überschätzt. Die Strategie von Querschnittsanalysen besteht nun in der Regel darin, für möglichst viele Drittvariablen zu kontrollieren, um auszuschließen, dass der Zusammenhang aufgrund anderer Merkmale wie beispielsweise der Bildung zustande kommt. Durch diese Vorgehensweise ist man in der Lage, das Problem zu verringern, löst es allerdings nicht, da in der Regel nicht alle in Frage kommenden Merkmale gemessen werden können; dies gilt insbesondere für bestimmte Charaktereigenschaften und Einstellungen.

Das Problem der unbeobachteten Heterogenität kann durch die Verwendung von Paneldaten reduziert werden. Deren Vorteil besteht darin, dass für jeden Befragten mehrere Befragungszeitpunkte vorliegen und so intraindividuelle Veränderungen im Zeitverlauf beobachtbar sind. Zudem lässt sich die zeitliche Abfolge von Veränderungen beobachten. Die geeignete Methode, unbeobachtete Heterogenität so weit wie möglich auszuschließen, sind Fixed-Effects-Schätzer (z. B. Brüderl 2010; Allison 2009). Die Grundidee bei dieser Methode ist, dass jedes Individuum als seine eigene Kontrollgruppe genutzt wird: Im Gegensatz zu herkömmlichen Methoden, bei denen die berechneten Effekte auf dem Vergleich zwischen Individuen beruhen, werden bei Fixed-Effects-Schätzern Vergleiche desselben Individuums zu unterschiedlichen Zeitpunkten zur Berechnung verwendet. Dadurch wird für nicht-zeitveränderliche Merkmale eines Individuums kontrolliert.

Dies gilt auch für nicht beobachtete beziehungsweise beobachtbare individuelle zeitunveränderliche Merkmale (wie Intelligenz oder Persönlichkeitseigenschaften), die bei einer Querschnittsanalyse die Ergebnisse verzerren können. Fixed-Effects-Schätzer sind jedoch nicht in der Lage, für zeitveränderlichen unbeobachtete Heterogenität zu kontrollieren.

Zusätzlich zum Armutsrisiko wird der mit der Arbeitslosigkeit verbundene Einkommensverlust als weitere abhängige Variable verwendet. Die Betrachtung des Armutsrisikos impliziert, dass nur ein sehr begrenzter Ausschnitt der Einkommensdynamik im Falle von Arbeitslosigkeit untersucht wird, da diese Messung nur auf das Überschreiten der Armutsgrenze reagiert. Es sind jedoch – wie bereits erwähnt – zwei Fälle denkbar, bei denen auch ein deutlicher Einkommensverlust aufgrund einer Arbeitslosigkeit nicht zu einem veränderten Armutsrisiko führt: Erstens ist es möglich, dass das Einkommen eines Haushaltes vor der Arbeitslosigkeit so weit oberhalb der Armutsgrenze liegt, dass auch ein deutlicher Einkommensverlust nicht mit einem erhöhten Armutsrisiko einhergeht. Zweitens – und für die zugrunde liegende Fragestellung deutlich problematischer – besteht die Möglichkeit, dass Personen bereits vor der Arbeitslosigkeit ein Einkommen aufweisen, das unterhalb der Armutsgrenze liegt. Diese Personen werden bei der Analyse des Armutsstatus unter Verwendung von Fixed-Effects-Schätzern ausgeschlossen, da sich ihr Armutsstatus nicht ändert.<sup>2</sup> Sie können durch die Arbeitslosigkeit per definitionem nicht arm werden, da sie bereits arm sind. Dennoch können auch diese Personen einen Einkommensverlust erleiden, der mit einer deutlichen Verschlechterung ihrer wirtschaftlichen Lage und ihres Lebensstandards einhergeht. Um diesen Nachteil bisheriger Studien zu vermeiden, wird in diesem Artikel als alternative Messung auch der Einkommensverlust infolge von Arbeitslosigkeit verwendet. Die Verwendung des Einkommens als zusätzliche abhängige Variable hat zudem den Vorteil, dass die Ergebnisse der linearen Regression als Absicherung der Ergebnisse der logistischen Regression dienen können. Da die Effektstärke von Koeffizienten bei der logistischen Regression von unbeobachteter Heterogenität beeinflusst wird, kann der Vergleich von Koeffizienten zwischen verschiedenen Modellen fehlerhaft sein (Mood 2010; Auspurg & Hinz 2011). Bisherige Lösungsvorschläge dieser Proble-

<sup>2</sup> Dies gilt selbstverständlich nur, wenn sich ihr Armutsstatus nicht dahingehend ändert, dass sie infolge der Arbeitslosigkeit nicht mehr arm sind.

matik lassen sich jedoch nicht für Fixed-Effects-Modelle anwenden.

### 4.3 Operationalisierung

Die zentrale unabhängige Variable der Untersuchung ist der individuelle Erwerbsstatus. Für die Messung des Erwerbsstatus wurden monatliche Angaben des Erwerbskalendariums des SOEP verwendet. Diese beziehen sich auf das Vorjahr der jeweiligen Befragung und bezeichnen den individuellen Erwerbsstatus für jeden Monat. Den Angaben über Haushaltseinkommen und Kontrollvariablen zum Zeitpunkt des Interviews wurde der entsprechende Erwerbsstatus des Monats des Interviews aus dem Erwerbskalendarium zugespielt, das im Folgejahr erhoben wurde. Die Kombination dieser Daten aus zwei Befragungen führt dazu, dass die Angaben über den Erwerbsstatus zum Zeitpunkt des Interviews nicht für alle Personen mit dem ein Jahr später angegebenen Erwerbsstatus im Kalendarium des entsprechenden Monats übereinstimmen.<sup>3</sup> Obwohl davon auszugehen ist, dass die Angaben zum Zeitpunkt des Interviews weniger verzerrt sind als die retrospektiven Angaben des Kalendariums, wurde für die vorliegenden Analysen für alle Personen der Erwerbsstatus des Kalendariums verwendet, da nur so eine Analyse der Dauer der Arbeitslosigkeit möglich ist. Als erwerbstätig wurden alle Personen erfasst, die in Vollzeit, Teilzeit oder geringfügig erwerbstätig waren, sowie alle Personen, die sich in Kurzarbeit oder betrieblicher Ausbildung befanden. Als arbeitslos gilt eine Person, wenn sie angab, im betreffenden Monat arbeitslos gemeldet zu sein. Gab es Überschneidungen bei der Angabe des Erwerbsstatus innerhalb eines Monats (die Befragten haben die Möglichkeit, mehr als einen Status anzugeben), wurde als erste Präferenz die Erwerbstätigkeit und als zweite Präferenz die Arbeitslosigkeit gewählt. Personen, die geringfügig erwerbstätig waren und zudem angaben, arbeitslos zu sein, wurden als arbeitslos klassifiziert. Zudem wurde für einige Analysen die Dauer der Arbeitslosigkeit berücksichtigt. Als „langzeitarbeitslos“ gilt eine Person, wenn sie zum Zeitpunkt der Befragung länger als 12 Monate arbeitslos ist, Personen mit bis zu einem Jahr Arbeitslosigkeit gelten als „kurzzeitarbeitslos“.

Die zentralen abhängigen Variablen der Untersuchung sind das Einkommen und der Armutsstatus

einer Person. Zur Messung dieser Variable wurde das vom Haushaltsvorstand angegebene Netto-Haushaltseinkommen des aktuellen Monats verwendet und in preisbereinigtes Pro-Kopf-Einkommen umgerechnet, wobei hierfür die modifizierte OECD-Skala verwendet wurde. Für die Analyse des Einkommensverlustes wurde das logarithmierte Einkommen verwendet, so dass die Koeffizienten als prozentuale relative Einkommensunterschiede bzw. -veränderungen interpretiert werden können. Für den Armutsstatus wurde eine Armutsgrenze von 60 Prozent des gewichteten mittleren Einkommens (Median) gewählt.

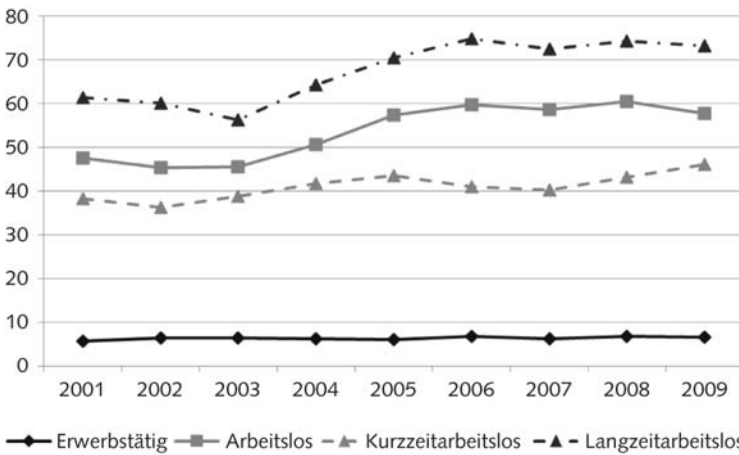
Zudem wurde im Rahmen der folgenden Modellen für eine Reihe weiterer Charakteristika kontrolliert, die sich auf das Einkommen und das Arbeitslosigkeitsrisiko auswirken. Es wurde kontrolliert, ob es sich um Alleinlebende, Alleinerziehende, Paarhaushalte ohne Kinder, Paarhaushalte mit Kindern oder einen sonstigen Haushaltstyp handelt. Zudem wurden für den Erwerbsstatus des Partners (erwerbstätig, arbeitslos, inaktiv), den Familienstand (ledig, verheiratet, geschieden, verwitwet) und das Alter kontrolliert. Der höchste Bildungsabschluss wurde in Form der Casmin-Klassifikation in die Modelle aufgenommen. Zudem wurde eine Variable, die die frühere Arbeitslosigkeit in Monaten ausweist, verwendet. Aufgrund unterschiedlicher Arbeitsmarktsituation und Einkommensverteilung in alten und neuen Bundesländern wurde für den aktuellen Wohnort der Befragten (Ost, West) kontrolliert. In den Modellen ohne Fixed-Effects-Schätzer wurden zudem das Geschlecht und der Migrationsstatus berücksichtigt. Diese Variablen müssen in die Fixed-Effects-Modelle nicht aufgenommen werden, da sie zeitunveränderlich sind.

## 5. Ergebnisse

### 5.1 Deskriptive Befunde

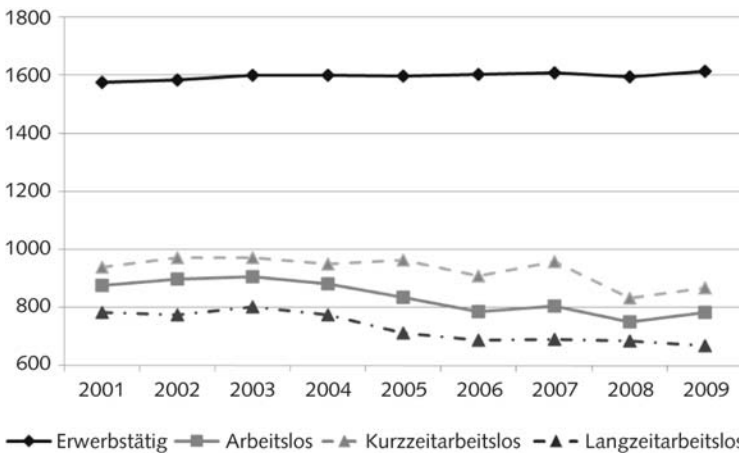
Abbildung 1 weist die Entwicklung der Armutsquoten für Erwerbstätige und Arbeitslose von 2001 bis 2009 aus. Es zeigt sich, dass die Armutsquote der Arbeitslosen im Untersuchungszeitraum deutlich angestiegen ist. Nachdem die Armutsquote in den Jahren 2001 bis 2003 relativ stabil war, kann ein deutlicher Anstieg in den Jahren seit 2004 beobachtet werden. Die Armutsquote der Erwerbstätigen hingegen blieb über denselben Zeitraum relativ konstant. So hatten 2009 57,7 Prozent aller Arbeitslosen ein Einkommen unterhalb der Armutsgrenze; im Jahr 2001 waren es hingegen nur 47,5 Prozent.

<sup>3</sup> Etwa acht Prozent der Personen, die nach Kalendarium im entsprechenden Monat arbeitslos gemeldet sind, gaben bei der entsprechenden Vorjahresbefragung an, nicht arbeitslos zu sein.



**Abb. 1** Entwicklung der Armutsquote nach Erwerbsstatus (in Prozent)

Quelle: SOEP 2001-2010; eigene Berechnung unter Verwendung von Gewichten.



**Abb. 2** Entwicklung der Einkommen nach Erwerbsstatus (in Euro)

Quelle: SOEP 2001-2010; eigene Berechnung, gewichtetes Durchschnittseinkommen.

Die Armutsquote der Erwerbstätigen änderte sich in diesem Zeitraum nur geringfügig und schwankte im Verlauf der Jahre zwischen 5,7 Prozent und 6,8 Prozent.

Die getrennte Betrachtung von Lang- und Kurzzeitarbeitslosen zeigt, dass das Armutsrisiko für Kurzzeitarbeitslose deutlich unterhalb des Armutsrisikos für Langzeitarbeitslose liegt. Insgesamt findet sich ein recht ähnlicher Trend in der Entwicklung der Armutsquoten dieser beiden Gruppen. In den Jahren nach 2005 steigt die Armutsquote der Langzeitarbeitslosen zunächst jedoch deutlicher an als die Armutsquote der Kurzzeitarbeitslosen, die erst in den Jahren 2008 und 2009 ansteigt.

Eine ähnliche Entwicklung lässt sich auch für die durchschnittlichen preisbereinigten Einkommen in Abbildung 2 beobachten: Das durchschnittliche Ein-

kommen der Erwerbstätigen steigt zwischen 2001 und 2009 leicht an, wohingegen das Einkommen der Arbeitslosen zwar zunächst auch leicht ansteigt, aber nach 2004 deutlich abfällt, sodass sich insgesamt die Differenz des Einkommens zwischen Arbeitslosen und Erwerbstätigen vergrößert. Beträgt diese Differenz im Jahre 2001 etwa 700 Euro, liegt sie im Jahre 2009 bei knapp 830 Euro.

Auch hier zeigt sich für die Dauer von Arbeitslosigkeit das bereits bekannte Bild: Das Durchschnittseinkommen der Kurzzeitarbeitslosen liegt immer oberhalb des Durchschnittseinkommens von Langzeitarbeitslosen. Es zeigt sich – verglichen mit dem Durchschnittseinkommen von Erwerbstätigen – die gleiche Entwicklung: Für Kurzzeit- und Langzeitarbeitslose sinkt das durchschnittliche Einkommen nach 2004, während es für Erwerbstätige stabil bleibt.



Diese Betrachtung der Entwicklung der Armutsquoten und der mittleren Einkommen bestätigt die Befunde anderer deskriptiver Studien, dass die Armut unter Arbeitslosen zugenommen hat und es zu einer Polarisierung der Einkommen gekommen ist. Diese Entwicklung setzt zeitlich tatsächlich mit den Hartz-Reformen ein. Infolge der Reformen ist die Arbeitslosenquote jedoch stark gesunken, was sich auf die Zusammensetzung der Gruppe der Arbeitslosen ausgewirkt haben könnte. Die folgenden multivariaten Untersuchungen sollen zeigen, ob sich der Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit mit Armut und Einkommen auch unter Kontrolle von Kompositions- und Selektionseffekten finden lässt.

## 5.2 Armut und Einkommensverlust im Kontext der Hartz-Reformen

Es wurden drei Modelle berechnet, die die Heterogenität der Gruppe der Arbeitslosen unterschiedlich stark berücksichtigen. Für die Berechnung der Modelle wurden die Daten jeweils in den Zeitraum vor den Hartz-Reformen (2001 bis 2004) und nach den Hartz-Reformen (2006 bis 2009) unterteilt. Das Jahr 2005 wurde aus der Analyse ausgeschlossen, da die Interviews des SOEP größtenteils am Jahresbeginn stattfinden, sodass im Jahr 2005, kurz nach der Umstellung des Systems, Betroffene ihre neue finanzielle Situation möglicherweise noch nicht rich-

tig abschätzen konnten. Alle drei Modelle wurden jeweils getrennt für beide Zeiträume berechnet. Bei dem ersten Modell handelt es sich um eine bivariate Regression der gepoolten Daten, die nur die unabhängige Variable „Arbeitslosigkeit“ enthält. Referenzkategorie ist jeweils die Erwerbstätigkeit. Im zweiten Modell wurde zusätzlich für die beobachtbare Heterogenität kontrolliert, in dem die bisherige Arbeitslosigkeitserfahrung, der höchste Bildungsabschluss, der Haushaltstyp, der Erwerbsstatus des Partners, der Familienstand, das Alter, der Wohnort sowie der Migrationshintergrund und das Geschlecht in das Modell aufgenommen wurden. Im dritten Modell wurde mit dem Einsatz der Fixed-Effects-Schätzer zudem für unbeobachtete zeitunveränderliche Heterogenität kontrolliert. Es handelt sich dabei um den durchschnittlichen Effekt derjenigen Personen, die eine Veränderung in ihrem Erwerbsstatus erfahren (Average Treatment Effect of the Treated), da nur diese Beobachtungen in die Berechnung einfließen.

Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse der drei Modelle für den Effekt der Arbeitslosigkeit auf das Armutsrisiko. Dargestellt werden nur die Odds Ratios der Arbeitslosigkeit; ausführliche Ergebnisse zu den Effekten der Kontrollvariablen sind auf Anfrage bei der Autorin erhältlich. Alle in den Tabellen gezeigten Koeffizienten sind auf 1 %-Niveau signifikant. Modell 1 gibt das oben im Querschnitt beobachtete stark angestiegene Armutsrisiko der Arbeitslosen

**Tabelle 1** Armutsrisiko von Arbeitslosen vor und nach 2005 (Odds Ratios)

|                              | Modell 1         |                  | Modell 2        |                 | Modell 3       |                |
|------------------------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|----------------|----------------|
|                              | 2001–2004        | 2006–2009        | 2001–2004       | 2006–2009       | 2001–2004      | 2006–2009      |
| Arbeitslos                   | 13,43<br>(45,59) | 21,81<br>(49,83) | 6,80<br>(29,38) | 8,32<br>(30,04) | 3,63<br>(9,88) | 3,85<br>(7,84) |
| Kontroll-variablen           |                  |                  | ✓               | ✓               | ✓              | ✓              |
| Fixed-Effects <sup>4</sup>   |                  |                  |                 |                 | ✓              | ✓              |
| N (Personen)                 | 37282            | 32256            | 37282           | 32256           | 4283 (1233)    | 3291 (956)     |
| Pseudo R <sup>2</sup>        | 0,14             | 0,21             | 0,27            | 0,34            |                |                |
| Within-Pseudo-R <sup>2</sup> |                  |                  |                 |                 | 0,06           | 0,09           |

Quelle: SOEP 1994–2010; eigene Berechnung.

Anmerkung: Alle dargestellten Effekte sind auf 1 %-Niveau signifikant, z-Werte in Klammern, Verwendung von panelrobusten Standardfehlern in Modell 1 und 2; Bei den Kontrollvariablen handelt es sich um die bisherige Arbeitslosigkeitserfahrung, den höchsten Bildungsabschluss, den Haushaltstyp, den Erwerbsstatus des Partners, den Familienstand, das Alter, den Wohnort, das Geschlecht und den Migrationshintergrund.

<sup>4</sup> Im Fixed-Effects-Modell wurde weiterhin für zeitveränderliche Merkmale kontrolliert.

wider. Ist das Risiko, ein Einkommen unterhalb der Armutsgrenze zu erzielen, in den Jahren 2001 bis 2004 für Arbeitslose durchschnittlich etwa 13 Mal höher als für Erwerbstätige, fällt es in den Jahren 2005 bis 2009 knapp 22 Mal höher aus. Kontrolliert man jedoch für sozio-demographische Merkmale und Haushaltscharakteristika, werden die Odds Ratios wie erwartet deutlich kleiner, da für Charakteristika kontrolliert wird, die sowohl das Armutsrisiko als auch das Arbeitslosigkeitsrisiko erhöhen. Zudem findet sich ein deutlich geringerer Unterschied zwischen dem Risiko arm zu werden vor und nach den Hartz-Reformen. Fällt das Armutsrisiko von Arbeitslosen vor 2005 knapp 7 Mal höher aus, ist es nach 2005 gut 8 Mal höher als das Armutsrisiko von Erwerbstätigen.

Bei der Verwendung von Fixed-Effects-Schätzern zeigt sich, dass die Odds Ratios kleiner werden und die Relation der Odds vor und nach den Reformen noch etwas geringer ausfällt. Es handelt sich nun nur noch um einen sehr geringen Unterschied: Arbeitslosigkeit erhöht das Armutsrisiko in den Jahren vor den Reformen um den Faktor 3,6 nach den Reformen um den Faktor 3,9. Dieser unwesentliche Unterschied der Odds-Ratios aus dem Fixed-Effects-Modell spricht gegen Hypothese 1, wonach Arbeitslosigkeit infolge der Hartz-Reformen stärker zu Armut führen sollte. Die Ergebnisse sprechen vielmehr dafür, dass sich die im Querschnitt beobachtete erhöhte Armutsquote aufgrund einer Veränderung der Zusammensetzung der Gruppe der Arbeitslosen ergibt. Die Einführung von Arbeitslosengeld II hat dazu geführt, dass sich die Zusammensetzung dieser Gruppe allein durch eine Umdefinition von ehemaligen erwerbsfähigen Sozialhilfeempfängern zu

Arbeitslosen verändert hat: Eine Reihe von Personen, die vor den Reformen nicht als arbeitslos gemeldet waren, müssen sich nun arbeitslos melden, um weiter Transferleistungen zu erhalten. Dies kann zu einem gewissen Teil die Ergebnisse erklären, sollte aber bei Verwendung der Fixed-Effects-Modell nicht überschätzt werden, da hier nur Effekte für Personen geschätzt werden, die ihren Erwerbsstatus im Untersuchungszeitraum verändert haben und Personen, die den gesamten Untersuchungszeitraum arbeitslos gemeldet waren, unberücksichtigt bleiben.

Wie oben erläutert, führt die Verwendung des Armutsrisikos als Maßzahl für den Lebensstandard zu zwei Problemen: Zum einen werden (beim Fixed-Effects-Modell) Personen aus der Analyse ausgeschlossen, die bereits vor der Arbeitslosigkeit ein Einkommen unterhalb der Armutsgrenze bezogen; zum anderen ist der Vergleich der Odds Ratios zwischen zwei Modellen problematisch. Aus diesem Grund wurde zusätzlich der Effekt von Arbeitslosigkeit auf das Einkommen analysiert. Tabelle 2 zeigt die drei Modelle für den Einfluss der Arbeitslosigkeit auf das Einkommen.

Da das logarithmierte Einkommen verwendet wurde, können die Koeffizienten als prozentuale Veränderung interpretiert werden. Modell 1 und 2 bestätigen die Befunde für das Armutsrisiko: Findet sich ohne die Kontrolle weiterer Merkmale noch eine deutliche Zunahme des Einkommensunterschieds zwischen Arbeitslosen und Erwerbstätigen vor und nach 2005, fällt diese unter Kontrolle der Drittvariablen deutlich geringer aus. Arbeitslose verfügen im Durchschnitt der Jahre 2001 bis 2004 über 33 Prozent und in den Jahren 2006 bis 2009 über 37 Prozent weniger Einkommen als Erwerbs-

**Tabelle 2** Einkommen von Arbeitslosen vor und nach 2005

|                        | Modell 1          |                   | Modell 2          |                   | Modell 3          |                   |
|------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|                        | 2001–2004         | 2006–2009         | 2001–2004         | 2006–2009         | 2001–2004         | 2006–2009         |
| Arbeitslos             | -0,58<br>(-51,56) | -0,71<br>(-59,27) | -0,33<br>(-31,48) | -0,37<br>(-31,88) | -0,18<br>(-22,78) | -0,14<br>(-16,10) |
| Kontrollvariablen      |                   |                   | ✓                 | ✓                 | ✓                 | ✓                 |
| Fixed-Effects          |                   |                   |                   |                   | ✓                 | ✓                 |
| N (Personen)           | 37282             | 32256             | 37282             | 32256             | 37282<br>(12476)  | 32256<br>(11183)  |
| R <sup>2</sup>         | 0,10              | 0,15              | 0,41              | 0,44              |                   |                   |
| Within- R <sup>2</sup> |                   |                   |                   |                   | 0,06              | 0,06              |

Quelle: SOEP 2001–2010; eigene Berechnung.

Anmerkung: Alle dargestellten Effekte sind auf 1 %-Niveau signifikant, t-Werte in Klammern, Verwendung von panelrobusten Standardfehlern in Modell 1 und 2; Bei den Kontrollvariablen handelt es sich um die bisherige Arbeitslosigkeitserfahrung, den höchsten Bildungabschluss, den Haushaltstyp, den Erwerbsstatus des Partners, den Familienstand, das Alter, den Wohnort, das Geschlecht und den Migrationshintergrund.

tätige. Im reinen Querschnitt ohne Kontrolle lässt sich für die Jahre nach den Reformen sogar ein Einkommensunterschied von 71 Prozent im Vergleich zu 58 Prozent vor den Reformen finden. Entgegen der Ergebnisse für das Armutsrisiko verschwindet dieser Trend mit der Einführung von Fixed-Effects-Schätzern gänzlich und kehrt sich um. Vor den Reformen führt Arbeitslosigkeit zu einem Einkommensverlust von 18 Prozent, nach den Reformen nur noch zu einer Einbuße von 14 Prozent.

Somit kann Hypothese 1 insgesamt nicht bestätigt werden: Je stärker für Heterogenität kontrolliert wird, desto geringere Unterschiede lassen sich zwischen dem Armutsrisiko vor und nach den Reformen finden. Für die Einkommensanalyse zeigt sich sogar der umgekehrte Effekt: Nach den Reformen verlieren Personen, die arbeitslos werden, weniger Einkommen als vor den Reformen. Im reinen Querschnitt werden hingegen wie in anderen Studien die erhöhte Armutsquote und höhere Einkommensverluste der Gruppe der Arbeitslosen erkennbar. Dass sich diese Befunde unter Kontrolle weiterer Merkmale abschwächen und sich nicht im selben Maße im individuellen Effekt der Fixed-Effects-Schätzer wiederfinden lassen, spricht dafür, dass sich die Zusammensetzung der Gruppe der Arbeitslosen nach 2005 so verändert hat, dass das Arbeitslosigkeitsrisiko und die Arbeitslosigkeitsdauer selektiver geworden sind.

### 5.3 Relevanz der Dauer von Arbeitslosigkeit

Wie oben erläutert, hat sich durch die Zusammenlegung von Arbeitslosen- und Sozialhilfe für erwerbsfähige Hilfsbedürftige vor allem die Situation für Personen verändert, die im alten System Arbeitslosenhilfe bezogen haben. Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, ob sich das armutsgefährdende Potenzial von Arbeitslosigkeit in Abhängigkeit von der Dauer von Arbeitslosigkeit seit den Reformen verändert hat. Dies könnte zumindest zum Teil die

bis hierhin unerwarteten Ergebnisse erklären, da sich hinter den berechneten Durchschnittseffekten Effektheterogenitäten verbergen können. Hierfür wurden die oben durchgeführten Analysen wiederholt und die Arbeitslosigkeit in Kurzzeit- (Dauer bis zu einem Jahr) und Langzeitarbeitslosigkeit (Dauer über ein Jahr) unterteilt.

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der Fixed-Effects-Modelle für das Armutsrisiko und die Einkommensverluste nach der Dauer der Arbeitslosigkeit. Auch hier wurde für die oben beschriebenen Drittvariablen kontrolliert. Im Fixed-Effects-Modell wurden die Effekte für die beiden Gruppen jeweils in Bezug auf das Armutsrisiko beziehungsweise das Einkommen während der Erwerbstätigkeit berechnet. Die Koeffizienten für die Langzeitarbeitslosigkeit zeigen also den Unterschied zwischen Armutsrisiko beziehungsweise Einkommen während der Langzeitarbeitslosigkeit verglichen mit Armutsrisiko beziehungsweise Einkommen während der Erwerbstätigkeit. Auf dieser Grundlage lässt sich erkennen, dass zu allen Zeitpunkten Langzeitarbeitslose ein deutlich höheres Armutsrisiko aufweisen und stärkere Einkommensverluste erfahren als Kurzzeitarbeitslose.

Beim Armutsrisiko lässt sich zudem der erwartete Effekt der Hartz-Reformen wiederfinden. Während sich für Arbeitslosigkeit von bis zu einem Jahr kaum ein Unterschied im Armutsrisiko vor und nach 2005 findet, zeigt sich der erwartete Effekt für Langzeitarbeitslose: Vor den Reformen ist Langzeitarbeitslosigkeit mit einem 6-fach erhöhten Risiko von Armut verbunden, nach den Reformen mit einem 9-fach erhöhtem Risiko. Dieser Befund spricht zunächst für Hypothese 2, dass Langzeitarbeitslose von den Reformen negativ betroffen sind. Für das Einkommen zeigt sich hingegen, dass die Koeffizienten für beide Arbeitslosigkeitstypen sinken. Vor den Hartz-Reformen führt Arbeitslosigkeit von bis zu einem Jahr zu einem Einkommensverlust von 17 Prozent, nach den Reformen zu ei-

**Tabelle 3** Armutsrisiko und Einkommensverlust nach Dauer der Arbeitslosigkeit vor und nach 2005 (Fixed-Effects)

|                          | Armutsrisiko (Odds Ratios) |                | Einkommensverlust |                   |
|--------------------------|----------------------------|----------------|-------------------|-------------------|
|                          | 2001–2004                  | 2006–2009      | 2001–2004         | 2006–2009         |
| Kurzzeitarbeitslosigkeit | 3,49<br>(9,52)             | 3,78<br>(7,77) | -0,17<br>(-21,76) | -0,14<br>(-15,71) |
| Langzeitarbeitslosigkeit | 6,01<br>(8,47)             | 9,09<br>(7,42) | -0,24<br>(-18,07) | -0,21<br>(-13,31) |

Quelle: SOEP 2001–2010; eigene Berechnung.

Anmerkung: Alle dargestellten Effekte sind auf 1 %-Niveau signifikant, t/z-Werte in Klammern; Alle Modelle unter Kontrolle von bisheriger Arbeitslosigkeitserfahrung, höchstem Bildungsabschluss, Haushaltstyp, Erwerbsstatus des Partners, Familienstand, Alter und Wohnort.

nem Verlust von 14 Prozent. Für längere Arbeitslosigkeit findet sich ein Verlust von 24 Prozent vor und von 21 Prozent nach den Reformen. Auch diese Effekte errechnen sich aus dem intraindividuellen Vergleich zwischen Beobachtungen von Langzeitarbeitslosigkeit verglichen mit Beobachtungen von Erwerbstätigkeit. Personen, die den gesamten Beobachtungszeitraum arbeitslos waren, bleiben unberücksichtigt. Der Unterschied zwischen den Ergebnissen des Armutsrisikos und des Einkommenseffektes bei Langzeitarbeitslosen legen nahe, dass es zu einer Verschiebung der Armutsgrenze und einer Veränderung der Einkommensverteilung gekommen ist. Wenn ein geringerer Verlust an Einkommen mit einem höherem Armutsrisiko verbunden ist, spricht dies dafür, dass die von Langzeitarbeitslosigkeit betroffenen Personen sich nach den Reformen bereits während der Erwerbstätigkeit näher an der Armutsgrenze befunden haben und nun ein geringerer Verlust „ausreicht“, um unter die Armutsgrenze zu fallen. Hypothese 2 lässt sich somit nur teilweise bestätigen: Zwar ist das Armutsrisiko der Langzeitarbeitslosen gestiegen, aber diese erleiden – ebenso wie Kurzarbeitslose – einen geringeren Einkommensverlust als vor den Reformen, der jedoch ausreicht, um ein gleiches Armutsrisiko im Falle von kürzeren Phasen der Arbeitslosigkeit beziehungsweise ein stärkeres Armutsrisiko im Falle von Langzeitarbeitslosigkeit zu verursachen.

#### **5.4 Armut und Einkommensverlust durch Arbeitslosigkeit seit 1992**

Die bisherigen Ergebnisse zeigen – mit Ausnahme des Ergebnisses für Langzeitarbeitslose – nicht die erwarteten Effekte der Hartz-Reformen. Die Analysen von relativen Armutsrisiken sind sehr sensibel für Veränderungen in der Einkommensverteilung. Eine zunehmende Spreizung der Löhne, veränderte Haushaltsstrukturen und Änderungen im Erwerbsverhalten führten im Untersuchungszeitraum zu Veränderungen der Einkommensverteilung, was sich unterschiedlich auf Armutsrisiken und somit auch auf die finanzielle Situation von Arbeitslosen auswirken kann. Aus diesem Grund wurden die Analysen für zwei weitere Zeiträume vor den bisher untersuchten Zeiträumen durchgeführt. Dies soll Aufschluss darüber geben, ob es – unabhängig von den Arbeitsmarktreformen – einen generellen Trend in den Armutsrisiken und Einkommensverlusten von Arbeitslosen gibt. Da sich die Einkommensverteilung in Ost- und Westdeutschland insbesondere in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung sehr unterschiedlich gestaltete, wurden die Armuts-

analysen sowohl für eine gemeinsame als auch für eine getrennte Armutsgrenze in Ost- und Westdeutschland durchgeführt. Zudem wurden neben den relativen Einkommensverlusten auch die absoluten Einkommensverluste berechnet. Für die Analysen wurden die Jahre 1992 bis 1996 sowie 1997 bis 2000 zusammengefasst. Es wurde jeweils ein Gesamtmodell für alle Arbeitslosen berechnet und ein weiteres, bei dem nach der Dauer der Arbeitslosigkeit differenziert wurde. Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse.

Betrachtet man die Ergebnisse zum Armutsrisiko der Modelle für alle Arbeitslosen, zeigen sich zwei interessante Effekte: Zum einen führt die Verwendung einer getrennten Armutsgrenze nur zu leicht unterschiedlichen Effektstärken, während sich die generelle Entwicklung nicht verändert. Zum anderen weist das Armutsrisiko der Arbeitslosen zwar in den unterschiedlichen Perioden eine unterschiedliche Höhe auf, es zeigt sich dabei jedoch kein genereller Trend. Die Unterschiede in der Effektstärke sind zudem nicht sehr stark ausgeprägt und aufgrund der Problematik des Vergleichs von Odds Ratios zwischen verschiedenen Modellen nur mit Vorsicht zu interpretieren. Das höchste Armutsrisiko für Arbeitslose zeigt sich für die Periode von 1997 bis 2000. Auch dieser längerfristige Vergleich deutet also nicht auf negativen Effekt der Hartz-Reformen hin. Bezieht man die Dauer der Arbeitslosigkeit in die Analyse mit ein, zeigt sich für beide Gruppen eine ähnliche Entwicklung der Armutsrisiken. Das höchste Armutsrisiko für Langzeitarbeitslos findet sich nun jedoch in den Jahren 2006 bis 2009, wohingegen es für Kurzarbeitslose in den Jahren 1997 bis 2000 am höchsten ausfällt. Bei Verwendung einer getrennten Armutsgrenze verringert sich der Unterschied in der Effektstärke für Langzeitarbeitslose zwischen den Perioden vor und nach den Hartz Reformen, da für alle Perioden vor der Reform höhere Armutsrisiken gefunden werden.

Auch für die Einkommensverluste lässt sich insgesamt kein genereller Trend erkennen, wobei hier die geringsten relativen als auch absoluten Verluste in den Jahren 2006 bis 2009 zu finden sind. Während dies bei einer Differenzierung nach Dauer der Arbeitslosigkeit auch für Kurzarbeitslose zutrifft, findet sich für Langzeitarbeitslosigkeit ein noch geringerer relativer Verlust in den Jahren 1997 bis 2000 (der jedoch nur einen Prozentpunkt unterhalb des Wertes für die Jahre 2006 bis 2009 liegt). In diesen Jahren ist jedoch der absolute Verlust höher als in den Jahren 2006 bis 2009.

**Tabelle 4** Armutsrisiko und Einkommensverluste 1992 bis 2009

|                                    | 1992–1996           | 1997–2000           | 2001–2004          | 2006–2009          |
|------------------------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
| <b>Gemeinsame Armutsgrenze</b>     |                     |                     |                    |                    |
| Arbeitslos                         | 4,34<br>(11,60)     | 4,68<br>(9,60)      | 3,63<br>(9,88)     | 3,85<br>(7,84)     |
| <i>Dauer</i>                       |                     |                     |                    |                    |
| Kurzzeitarbeitslos                 | 4,21<br>(11,29)     | 4,52<br>(9,38)      | 3,49<br>(9,52)     | 3,78<br>(7,77)     |
| Langzeitarbeitslos                 | 6,34<br>(8,39)      | 6,64<br>(7,22)      | 6,01<br>(8,47)     | 9,09<br>(7,42)     |
| <b>Getrennte Armutsgrenze</b>      |                     |                     |                    |                    |
| Arbeitslos                         | 4,11<br>(10,52)     | 4,94<br>(9,30)      | 3,72<br>(9,65)     | 4,31<br>(8,33)     |
| <i>Dauer</i>                       |                     |                     |                    |                    |
| Kurzzeitarbeitslos                 | 3,95<br>(10,15)     | 4,71<br>(9,01)      | 3,53<br>(9,24)     | 4,24<br>(8,26)     |
| Langzeitarbeitslos                 | 7,35<br>(8,50)      | 7,96<br>(7,32)      | 7,11<br>(8,83)     | 9,07<br>(7,44)     |
| <b>Relative Einkommensverluste</b> |                     |                     |                    |                    |
| Arbeitslos                         | -0,18<br>(-23,31)   | -0,16<br>(-18,37)   | -0,18<br>(-22,78)  | -0,14<br>(-16,10)  |
| <i>Dauer</i>                       |                     |                     |                    |                    |
| Kurzzeitarbeitslos                 | -0,17<br>(-22,18)   | -0,15<br>(-17,90)   | -0,17<br>(-21,76)  | -0,14<br>(-15,71)  |
| Langzeitarbeitslos                 | -0,23<br>(-16,72)   | -0,20<br>(-13,49)   | -0,24<br>(-18,07)  | -0,21<br>(-13,31)  |
| <b>Absolute Einkommensverluste</b> |                     |                     |                    |                    |
| Arbeitslos                         | -192,71<br>(-15,20) | -167,46<br>(-12,34) | -192,69<br>(-9,14) | -145,17<br>(-7,43) |
| <i>Dauer</i>                       |                     |                     |                    |                    |
| Kurzzeitarbeitslos                 | -186,75<br>(-14,50) | -163,33<br>(-11,97) | -184,98<br>(-8,69) | -142,59<br>(-7,28) |
| Langzeitarbeitslos                 | -241,13<br>(-10,70) | -224,25<br>(-9,43)  | -267,29<br>(-7,45) | -196,27<br>(-5,78) |

Quelle: SOEP 1992–2010; eigene Berechnung.

Anmerkung: Alle dargestellten Effekte sind auf 1 %-Niveau signifikant; t/z-Werte in Klammern; Alle Modelle unter Kontrolle von bisheriger Arbeitslosigkeitserfahrung, höchstem Bildungsabschluss, Haushaltstyp, Erwerbsstatus des Partners, Familienstand, Alter und Wohnort.

Die Analysen bestätigen die vorhergehenden Befunde: Die Hartz-Reformen haben nicht zu einem erhöhten Armutsrisiko von Arbeitslosen geführt. Zudem geht ein höherer (relativer und absoluter) Einkommensverlust durch Arbeitslosigkeit nicht mit einem höheren Armutsrisiko einher. Es zeigt sich sogar im Gegenteil eher die Tendenz, dass in Phasen mit höherem Einkommensverlust der Arbeitslosen deren Armutsrisiko eher geringer ausfällt als in Phasen mit geringeren Einkommensverlusten. Auf dieser Grundlage lässt sich kein genereller Trend in

der Entwicklung von Armutsrisiken und Einkommensverlusten von Arbeitslosen identifizieren.

## 6. Fazit

Im Zuge der Umsetzung der Hartz-Reformen wurden Befürchtungen laut, dass diese zu einer zunehmenden Prekarisierung der Arbeitslosen führen würden. Dabei zeigen sich im Zeitvergleich tatsächlich eine stark angestiegene Armutsquote der Arbeits-



losen sowie ein Rückgang der durchschnittlichen Einkommen unter den Arbeitslosen, wohingegen die Armutsquote sowie die mittleren Einkommen der Erwerbstätigen über die Zeit hinweg stabil bleiben. Diese Beobachtung lässt jedoch noch keinen Rückschluss darüber zu, ob Arbeitslosigkeit aufgrund der Reformen in einem größeren Armutsrisiko resultiert. Im vorliegenden Beitrag wurde darum der Zusammenhang von Arbeitslosigkeit mit Armut und Einkommen im Kontext der Hartz-Reformen genauer analysiert, um zu testen, inwieweit sich dieser Zusammenhang infolge der Hartz-Reformen verändert hat. Dabei wurden im Gegensatz zu bisherigen Studien nicht nur Armutsrisiken und Einkommen von Arbeitslosen mit Erwerbstätigen im Querschnitt verglichen, sondern Längsschnittdaten genutzt, um die Einkommensverluste und veränderte Armutsrisiken von Arbeitslosen zu untersuchen. Diese Vorgehensweise hat den Vorteil, für einen großen Anteil unbeobachteter Heterogenität kontrollieren zu können, die bei reiner Querschnittsbetrachtung die Ergebnisse verzerren kann.

Es lassen sich insgesamt zwei Schlussfolgerungen aus den Ergebnissen ableiten: Zum einen hat sich gezeigt, dass die gestiegene Armutsquote der Arbeitslosen im Querschnitt nicht darauf zurückzuführen ist, dass die Erfahrung von Arbeitslosigkeit seit den Reformen mit einem stärkeren Einkommensverlust und einem höheren Armutsrisiko verbunden ist. Vielmehr deuten die Ergebnisse darauf hin, dass es aufgrund stärkerer Selektion in und aus Arbeitslosigkeit heraus in Folge der positiven Entwicklung auf dem Arbeitsmarkt dazu kam, dass sich die Komposition der Arbeitslosen verändert hat. Wird für Heterogenität kontrolliert, findet sich kein höheres Armutsrisiko für Arbeitslose nach den Reformen. Für das Einkommen zeigt sich hingegen sogar ein geringerer Einkommensverlust nach den Reformen. Wird nach der Dauer von Arbeitslosigkeit differenziert, zeigt sich zwar ein höheres Armutsrisiko für Langzeitarbeitslose, doch auch für diese finden sich geringere Einkommensverluste in den Jahren nach der Reform. Zudem zeigt die langfristige Trendanalyse, dass sich das Armutsrisiko

von Langzeitarbeitslosen in den Jahren nach der Reform nur leicht gegenüber den Jahren 1997 bis 2000 erhöht, wenn bei der Berechnung eine getrennte Armutsquote für Ost- und Westdeutschland verwendet wird. Die langfristige Trendanalyse von Einkommensverlusten und Armutsrisiken seit den 1990er Jahren lässt zum anderen erkennen, dass die Armutsrisiken und Einkommensverluste der Arbeitslosen keinem generellen Trend folgen. Dies spricht dafür, dass von Arbeitslosigkeit betroffene Haushalte auf eine veränderte finanzielle Situation aufgrund von Reformen reagieren und ihr Verhalten der neuen Situation anpassen. Zudem scheinen auch andere gesellschaftliche Entwicklungen wie veränderte Haushaltsstrukturen, Erwerbsverhalten und eine zunehmende Lohnungleichheit keine eindeutige Entwicklung zu verursachen.

Die Frage nach einer zunehmenden Polarisierung der Arbeitslosen kann nun auf zweierlei Weise beantwortet werden: Zum einen hat sich gezeigt, dass das Risiko, durch Arbeitslosigkeit in Armut zu geraten, nach der Umsetzung der Hartz-Reformen nicht gestiegen ist. Auch bei Betrachtung des Einkommensverlustes zeigt sich, dass unter Kontrolle von unbeobachteter Heterogenität seit 2005 der Verlust des Arbeitsplatzes mit einem geringeren Einkommensverlust einhergeht als in den Jahren vor 2005. Es ist also nicht zu einer Prekarisierung in dem Sinne gekommen, dass Arbeitslosigkeit mit einem größeren Armutsrisiko verbunden ist. Zum anderen sollten diese Befunde jedoch nicht davon ablenken, dass die Armutsquote der Arbeitslosen seit 2005 deutlich angestiegen ist, was für eine zunehmende Konzentration von armutsgefährdeten Gruppen unter den Arbeitslosen spricht. Die Befunde stehen in Einklang mit anderen Studien, die zeigen, dass vor allem gering qualifizierte Arbeitslose unterdurchschnittlich vom Aufschwung auf dem Arbeitsmarkt profitieren (Giesecke et al. 2009). Dieser Trend zur Verfestigung von Arbeitslosigkeit und ihrer Konzentration auf bestimmte Personengruppen am Arbeitsmarkt kann durchaus auch als eine Prekarisierung von Arbeitslosen gedeutet werden.

## Tabellarischer Anhang

| <b>Kontinuierliche Variablen</b>     | <b>Mittelwert</b>           | <b>Standardabweichung</b>   |
|--------------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| <i>Alter</i>                         | 41,25                       | 8,21                        |
| <i>Arbeitslosigkeitserfahrung</i>    | 8,00                        | 20,79                       |
| <i>Einkommen</i>                     | 1662,57                     | 848,07                      |
| <b>Kategoriale Variablen</b>         | <b>absoluter Anteil (N)</b> | <b>relativer Anteil (%)</b> |
| <i>Geschlecht</i>                    |                             |                             |
| männlich                             | 36.117                      | 51,94                       |
| weiblich                             | 33.421                      | 48,06                       |
| <i>Wohnort</i>                       |                             |                             |
| Westdeutschland                      | 52.165                      | 75,02                       |
| Ostdeutschland                       | 17.373                      | 24,98                       |
| <i>Migrationshintergrund</i>         |                             |                             |
| Nein                                 | 58.922                      | 84,73                       |
| Ja                                   | 10.616                      | 15,27                       |
| <i>Armut</i>                         |                             |                             |
| Nein                                 | 63.468                      | 91,27                       |
| Ja                                   | 6.070                       | 8,73                        |
| <i>Erwerbsstatus</i>                 |                             |                             |
| Erwerbstätig                         | 63.904                      | 91,90                       |
| Kurzzeitarbeitslos                   | 3.048                       | 4,38                        |
| Langzeitarbeitslos                   | 2.586                       | 3,72                        |
| <i>Bildungsabschluss</i>             |                             |                             |
| Casmin 1a                            | 879                         | 1,26                        |
| Casmin 1b                            | 3.964                       | 5,70                        |
| Casmin 1c                            | 15.768                      | 22,68                       |
| Casmin 2a                            | 1.756                       | 2,53                        |
| Casmin 2b                            | 22.727                      | 32,68                       |
| Casmin 2c general                    | 1.322                       | 1,90                        |
| Casmin 2c vocational                 | 5.960                       | 8,57                        |
| Casmin 3a                            | 5.412                       | 7,78                        |
| Casmin 3b                            | 11.750                      | 16,90                       |
| <i>Haushaltstyp</i>                  |                             |                             |
| Einpersonenhaushalt                  | 8.315                       | 11,96                       |
| Alleinerziehend                      | 4.067                       | 5,85                        |
| Paar ohne Kinder                     | 15.766                      | 22,67                       |
| Paar mit Kindern                     | 39.886                      | 57,36                       |
| Sonstiges                            | 1.504                       | 2,16                        |
| <i>Erwerbstätigkeit des Partners</i> |                             |                             |
| Kein Partner                         | 15.065                      | 21,66                       |
| Partner erwerbstätig                 | 40.335                      | 58,00                       |
| Partner inaktiv                      | 7.706                       | 11,08                       |

| Kategoriale Variablen                | absoluter Anteil (N) | relativer Anteil (%) |
|--------------------------------------|----------------------|----------------------|
| <i>Erwerbstätigkeit des Partners</i> |                      |                      |
| Partner arbeitslos                   | 2.862                | 4,12                 |
| Status unklar                        | 3.570                | 5,13                 |
| <i>Familienstand</i>                 |                      |                      |
| ledig                                | 15.545               | 22,35                |
| verheiratet                          | 45.034               | 64,76                |
| geschieden                           | 8.317                | 11,96                |
| verwitwet                            | 642                  | 0,92                 |
| <i>Zeitraum</i>                      |                      |                      |
| 2001 bis 2004                        | 37.282               | 53,61                |
| 2006 bis 2009                        | 32.256               | 46,39                |

## Literatur

- Adamy, W. & J. Steffen, 1998: Abseits des Wohlstands. Arbeitslosigkeit und neue Armut. Darmstadt: Wissenschaftliche Buchgesellschaft.
- Allison, P.D., 2009: Fixed Effects Regression Models. Thousand Oaks: SAGE.
- Auspurg, K. & T. Hinz, 2011: Gruppenvergleiche bei Regressionen mit binären abhängigen Variablen – Probleme und Fehleinschätzungen am Beispiel von Bildungschancen im Kohortenverlauf. Zeitschrift für Soziologie 40: 62–73.
- Beck, U., 1986: Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Becker, I. & R. Hauser, 2006: Verteilungseffekte der Hartz-IV-Reform. Ergebnisse von Simulationsanalysen. Berlin: sigma.
- Blos, K. & H. Rudolph, 2005: Simulationsrechnungen zum Arbeitslosengeld II. Verlierer, aber auch Gewinner. IAB Kurzbericht 17/2005. Nürnberg: IAB.
- Böhnke, P., 2010: Implications of the Activation Paradigm on Poverty and Social Exclusion in Germany: Facts, Hypotheses, Uncertainties. German Policy Studies 6: 185–209.
- Brüderl, J., 2010: Kausalanalyse mit Paneldaten. S. 963–994 in: H. Best & C. Wolf (Hrsg.), Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse. Wiesbaden: VS.
- Bundesagentur für Arbeit, 2012: Arbeitslosigkeit im Zeitverlauf – Januar 2012. Arbeitsmarkt in Zahlen. Nürnberg: Bundesagentur für Arbeit.
- Burkhauser, R.V. & G.J. Duncan, 1989: Economic Risks of Gender Roles: Income Loss and Life Events over the Life Course. Social Science Quarterly 70: 3–23.
- Dewilde, C., 2003: A Life-Course Perspective on Social Exclusion and Poverty. British Journal of Sociology 54: 109–128.
- DiPrete, T.A. & P.A. McManus, 2000: Family Change, Employment Transitions, and the Welfare State: Household Income Dynamics in the United States and Germany. American Sociological Review 65: 343–370.
- Eichhorst, W., M. Grienberger-Zingerle & R. Konle-Seidl, 2010: Activating Labor Market and Social Policies in Germany: From Status Protection to Basic Income Support. German Policy Studies 6: 65–106.
- Esping-Andersen, G., 1990: The Three Worlds of Welfare Capitalism. Cambridge: Polity Press.
- Frick, J.R. & M.M. Grabka, 2008: Niedrige Arbeitslosigkeit sorgt für weniger Armutsrisiko und Ungleichheit. Wochenbericht des DIW Berlin Nr. 38/2008: 556–566.
- Giesecke, J., J.P. Heisig & J. Allmendinger, 2009: Einstiegswege in den Arbeitsmarkt. Discussion Paper P2009-002. Berlin: WZB.
- Goebel, J., R. Habich & P. Krause, 2011: Einkommen – Verteilung, Angleichung, Armut und Dynamik. S. 162–172 in: Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Datenreport 2011 – Ein Sozialbericht für die Bundesrepublik Deutschland. Bonn: Bundeszentrale für politische Bildung.
- Goebel, J. & M. Richter, 2007: Nach der Einführung von Arbeitslosengeld II: Deutlich mehr Verlierer als Gewinner unter den Hilfeempfängern. Wochenbericht des DIW Berlin Nr.50/2007: 753–761.
- Groh-Samberg, O., 2004: Armut und Klassenstruktur. Zur Kritik der Entgrenzungsthese aus einer multidimensionalen Perspektive. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 56: 653–682.
- Hanesch, W., P. Krause, G. Bäcker, M. Maschke & B. Otto, 2000: Armut und Ungleichheit in Deutschland. Der neue Armutsbericht der Hans-Böckler-Stiftung, des DGB und des Paritätischen Wohlfahrtsverband. Reinbek: Rowohlt.
- Jacobi, L. & J. Kluge, 2007: Before and After the Hartz Reforms: The Performance of Active Labour Market Policy. Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung 1: 45–64.
- Koch, S., P. Kupka & J. Steinke, 2009: Aktivierung, Erwerbstätigkeit und Teilhabe. Vier Jahre Grundsicherung für Arbeitsuchende. Nürnberg: IAB.
- Layte, R. & C.T. Whelan, 2002: Cumulative Disadvantage or Individualisation? A Comparative Analysis of Risk and Incidence. European Societies 4: 209–233.

- Leibfried, S., L. Leisering, P. Buhr, M. Ludwig, E. Mädje, T. Olk, W. Voges & M. Zwick, 1995: *Zeit der Armut. Lebensläufe im Sozialstaat*. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Ludwig-Mayerhofer, W., 2005: Arbeitslosigkeit. S. 199–239 in: M. Abraham & T. Hinz (Hrsg.), *Arbeitsmarktsoziologie. Probleme, Theorien und empirische Befunde*. Wiesbaden: VS.
- Ludwig-Mayerhofer, W., O. Behrend & A. Sondermann, 2009: *Auf der Suche nach der verlorenen Arbeit. Arbeitslose und Arbeitsvermittler im neuen Arbeitsmarktregime*. Konstanz: UVK.
- Mayer, K.U., 1990: *Lebensverläufe und sozialer Wandel. Anmerkungen zu einem Forschungsprogramm*. S.7–21 in: K.U. Mayer (Hrsg.), *Lebensverläufe und sozialer Wandel*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Mood, C., 2010: Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It. *European Sociological Review* 26: 67–82.
- Schulte, J., 2004: *Arbeitslosengeld II und Arbeitslosenhilfe: Gewinner und Verlierer. Eine Schätzung der Nettoeinkommenseffekte von Hartz IV*. Diskussionsbeiträge Nr. 2004/29: FU Berlin.
- Solga, H., 2002: ‚Ausbildungslosigkeit‘ als soziales Stigma in Bildungsgesellschaften. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 54: 476–505.
- Uhlendorff, A., 2004: Der Einfluss von Persönlichkeitseigenschaften und sozialen Ressourcen auf die Arbeitslosigkeitsdauer. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 56: 279–303.
- Vandecasteele, L., 2011: Life Course Risks or Cumulative Disadvantage? The Structuring Effect of Social Stratification Determinants and Life Course Events on Poverty Transitions in Europe. *European Sociological Review* 27: 246–263.
- Wagner, G.G., J. Göbel, P. Krause, R. Pischner & I. Sieber, 2008: *Das Sozio-ökonomische Panel (SOEP): Multidisziplinäres Haushaltspanel und Kohortenstudie für Deutschland – Eine Einführung (für neue Datennutzer) mit einem Ausblick (für erfahrene Anwender)*. AStA Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Archiv 2: 301–328.

### Autorenvorstellung

Stefanie Heyne, geb. 1984 in Starnberg. Studium der Soziologie, Politikwissenschaften und Philosophie in Mannheim und Heidelberg. Seit 2011 wissenschaftliche Mitarbeiterin am Mannheimer Zentrum für europäische Sozialforschung (MZES) der Universität Mannheim.

Forschungsschwerpunkte: Arbeitsmarktsoziologie, Armut und soziale Ungleichheit, Methoden der empirischen Sozialforschung.