

**SISS:**

**Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften  
der Universität Stuttgart**

**No. 2 / 2010**

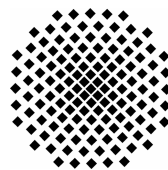
# **Das Working-Poor-Problem in Deutschland**

Empirische Analysen zu den Ursachen von Armut trotz  
Erwerbstätigkeit

**Leonie Hellmuth**

**Dieter Urban**

**Universität Stuttgart  
Institut für Sozialwissenschaften  
Abteilung für Soziologie und  
empirische Sozialforschung (SOWI IV)  
70174 Stuttgart**



**SOWI**

ISSN 0945-9197



**SISS:  
Schriftenreihe  
des Instituts für Sozialwissenschaften  
der Universität Stuttgart: No. 2 / 2010**

---

Das Working-Poor-Problem in Deutschland

Empirische Analysen zu den Ursachen von Armut trotz  
Erwerbstätigkeit

---

Leonie Hellmuth  
Dieter Urban

**Universität Stuttgart  
Institut für Sozialwissenschaften  
Abteilung für Soziologie und  
empirische Sozialforschung (SOWI IV)  
70174 Stuttgart**

Das Working-Poor-Problem in Deutschland. Empirische Analysen zu den Ursachen von Armut trotz Erwerbstätigkeit.

**Z U S A M M E N F A S S U N G:** In diesem Beitrag werden die Ursachen von Armut in Erwerbstätigkeit für die Jahre 2003 und 2006 in Deutschland untersucht. Analysiert werden die Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP) im Quer- und im Längsschnitt. Die Ergebnisse zeigen, dass Niedriglohn, atypische Beschäftigung, Haushaltskontext und bestimmte sozioökonomische Faktoren die Hauptursachen für eine Armutslage trotz Erwerbstätigkeit sind. Eine Verstärkung der Effekte auf Armut im Längsschnitt kann lediglich für eine bestimmte Form atypischer Beschäftigung, der geringfügigen Beschäftigung, nachgewiesen werden.

The working-poor problem in Germany. Empirical analyses of factors causing poverty despite employment.

**S U M M A R Y:** This paper investigates the factors causing poverty despite employment for the years 2003 and 2006 in Germany. The analysis in both cross-sectional and longitudinal perspective is based on data of the German Socio-Economic Panel Study (GSOEP). The results show that low-wage employment, part-time employment, household structure and certain socio-economic factors are the major causes for in-work-poverty. In the observed time period only the effects of part-time employment (namely 'mini-jobs') on poverty got strengthened.

## 1 Einleitung<sup>1</sup>

Im August diesen Jahres wurde vom Statistischen Bundesamt eine Studie vorgestellt, die langjährige Befürchtungen bestätigte: „Arbeit schützt nicht mehr vor Armut“ (Dowideit 2009: 11), so titelte die Stuttgarter Zeitung. Der Studie zufolge rutschten viele Erwerbstätige trotz regelmäßiger Beschäftigung unter die Armutsgrenze, und deren Anteil wuchs in den letzten Jahren stetig. Nach den Berechnungen des Statistischen Bundesamtes auf Grundlage des Mikrozensus waren 2008 etwa 6,2% der Erwerbstätigen, also knapp zwei Millionen Menschen, von Armut betroffen, während sich 1998 nur 4,6% der Erwerbstätigen in einer Armutslage befanden (vgl. Dowideit 2009: 11). Von dieser Entwicklung betroffen sind insbesondere Beschäftigte in Erwerbsverhältnissen, die vom klassischen Normalarbeitsverhältnis abweichen, wie Teilzeitbeschäftigung oder geringfügige Beschäftigung (vgl. ebd.). Aber auch Selbstständige ohne Mitarbeiter<sup>2</sup> unterliegen mittlerweile deutlich einem Armutsrisiko.

Dem Problem der ‚Armut in Erwerbstätigkeit‘, das ursprünglich als amerikanisches Phänomen galt, wird zunehmend auch in der deutschen Forschung größere Aufmerksamkeit geschenkt. Im vorliegenden Beitrag wird zunächst konzeptionell auf die Ursachen von Armut in Erwerbstätigkeit eingegangen und werden sodann diese Ursachen mit Hilfe der Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP) statistisch untersucht.

## 2 Grundlagen

Generell wird Niedriglohn als häufigste Ursache für Armut in Erwerbstätigkeit angesehen. Dementsprechend sind ‚Niedriglöhner‘ einem höheren Armutsrisiko ausgesetzt als Personen oberhalb der Niedriglohnschwelle. Die Gruppe der Niedriglohnempfänger weist auch typische soziodemografische Merkmale auf. So ist der Anteil von Niedriglohnempfängern bei Personen jünger als 25 Jahre sowie unter gering Qualifizierten, Migranten und Frauen deutlich überproportional anzutreffen (vgl. Kalina/Weinkopf 2009: 2f). Des Weiteren hat sich gezeigt, dass Beschäftigte in Teilzeitarbeit und Mini-Jobs häufiger Niedriglöhne erhalten als Vollzeitbeschäftigte (vgl. Kalina/Weinkopf 2008: 456). Insbe-

---

<sup>1</sup> Die vorliegende Schrift nutzt Ergebnisse der Magisterarbeit von Leonie Hellmuth „Arm trotz Arbeit? Empirische Analyse der Ursachen von Armut in Erwerbstätigkeit“ angefertigt im Magisterstudiengang „Soziologie“ des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart im Wintersemester 2009/2010.

<sup>2</sup> Es wird darauf hingewiesen, dass zur sprachlichen Vereinfachung bei Begriffen, die das Geschlecht einer Person betreffen, lediglich die männliche Form verwendet wird, dies jedoch die weibliche immer mit einschließt.

sondere Single-Haushalte mit Niedriglohn gehören zur Hauptrisikogruppe in Bezug auf eine Armut in Erwerbstätigkeit (vgl. Gießelmann/ Lohmann 2008: 109). In Mehr-Personen-Haushalten zeigt sich ein etwas anderes Bild. Da die Mitglieder eines Haushaltes üblicherweise miteinander wirtschaften, kann dort ein niedriges Erwerbseinkommen eines Haushaltsmitgliedes durch zusätzliches Einkommen anderer Familienmitglieder ergänzt werden. Niedriglohn und Armut (gemessen auf der Haushaltsebene) korrelieren daher nur mäßig miteinander (vgl. Andreß/Lohmann 2008: 3f; Andreß/Seeck 2007: 466).

Auch atypische Beschäftigungsverhältnisse, also solche die vom ‚Normalarbeitsverhältnis‘ abweichen, gelten als wichtige Ursache für eine Armutslage trotz Erwerbstätigkeit. Besonders hoch ist dabei die Armutsquote unter Personen in geringfügiger Beschäftigung, also mit einem monatlichen Einkommen bis 400€. Dies gilt jedoch nicht für Personen mit einem solchen Erwerbseinkommen aus atypischer Beschäftigung, das als zusätzliches Einkommen eines Haushalts betrachtet werden kann. Nur wenn das Erwerbseinkommen aus atypischer Beschäftigung als einzige Einkommensquelle dient, erweist es sich in aller Regel als armutsbildend. Wie auch schon beim Erwerbseinkommen im Niedriglohnbereich hängt also auch hier die Entstehung einer Armutssituation stark vom jeweiligen Haushaltskontext ab.

Selbstständigkeit ist eine weitere typische Ursache von Armut in Erwerbstätigkeit. Mit dem ‚Existenzgründungszuschuss‘ (Ich-AG) im Zuge der Hartz-II-Reform 2003 wurde ein Förderungsinstrument eingeführt, das Menschen in eine hoch-riskante Selbstständigkeit führt (so werden beispielsweise häufig die Kosten der sozialen Absicherung von Selbstständigen selbst nicht hinreichend berücksichtigt). Generell herrscht in der Gruppe der Selbstständigen eine zunehmende Einkommenspolarisierung. Im Vergleich zu anderen Erwerbstätigen gibt es in dieser Gruppe sowohl Besserverdiener als auch prekär Beschäftigte, während eine mittlere Einkommensgruppe kaum vorhanden ist. Vor allem Selbstständige ohne Mitarbeiter (‚Soloselbstständige‘) dürften überproportional häufig von Armut in Erwerbstätigkeit betroffen sein.

Neben der Lohnhöhe und der Art der Beschäftigung entscheidet auch die Zusammensetzung des Haushaltes darüber, ob sich eine Person trotz Erwerbstätigkeit in einer Armutslage befindet. Haushalte setzen ihr Einkommen aus unterschiedlichen Quellen zu einem ‚Einkommenspaket‘ zusammen. Neben Einkommen aus Erwerbsarbeit profitieren Haushalte von zusätzlichem Einkommen, staatlichen Transfers (Wohngeld, Kindergeld usw.) und sonstigem Einkommen (wie private Transfers oder Vermögenseinkommen). Neben dem individuellen Erwerbseinkommen ist also zusätzlich die

haushaltsbezogene Einkommenslage ein entscheidender Faktor dafür, dass eine Person arm in Erwerbstätigkeit sein kann. Ob das im Haushalt verfügbare Einkommen ausreicht, um eine Person vor Armut zu schützen, entscheiden somit zunächst die weiteren Einkommen im Haushalt. Sie werden bei der Berechnung des Haushaltseinkommens im Zuge der Messung von Einkommensarmut berücksichtigt. Des Weiteren entscheidet der Bedarf eines Haushaltes über die Entstehung einer Armutslage. Der Bedarf hängt vor allem davon ab, wie viele Personen von dem zur Verfügung stehenden Einkommen im Haushalt leben müssen. Dies wird bei der Armutsmessung insbesondere über die Äquivalenzskala zur Gewichtung des Haushaltseinkommens berücksichtigt.

Zusätzliche entscheidende Faktoren für die Entstehung von Armut in Erwerbstätigkeit sind einige soziodemografische Merkmale der Einkommensbezieher. Diese Merkmale können sowohl maßgeblich für die Art der Erwerbstätigkeit als auch für die Höhe des Einkommens sein. So üben Frauen z.B. eher Teilzeittätigkeiten aus, während Männer eher vollzeitbeschäftigt sind. Auch erzielen Personen mit einer höheren Bildung meist ein höheres Einkommen als Personen mit einer geringeren Bildung. Und das Einkommen ist häufig mit zunehmendem Alter nach oben hin gestaffelt. Zudem sind Migranten häufiger von Armut in Erwerbstätigkeit betroffen als Deutsche. Gleiches gilt für ostdeutsche Erwerbstätige, die aufgrund von regionalen Lohndifferenzen ein höheres Armutsrisiko bei vorhandener Beschäftigung haben als westdeutsche Beschäftigte (vgl. Fritzsche/Haisken-DeNew 2004: 59).

### **3 Datengrundlage**

Datengrundlage für diese Untersuchung ist das ‚Sozioökonomische Panel‘ (SOEP) des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) Berlin. Dieses wird seit 1984 jährlich erhoben und enthält repräsentative Mikrodaten über Personen, Haushalte und Familien in der Bundesrepublik Deutschland. Jährlich bzw. zweijährig erhobene Standardkomponenten des SOEP sind beispielsweise in den Bereichen Demographie und Bevölkerung, Arbeitsmarkt und Beruf oder Einkommen, Steuern und soziale Sicherung angesiedelt. Hinzu kommen jährlich wechselnde Themengebiete z.B. in den Bereichen Ökologie oder soziale Netzwerke (vgl. Frick 2006: 7ff). Für die Analyse von Einkommensarmut eignet sich das SOEP besonders gut, da es neben Angaben über das Erwerbseinkommen von Haushalten, auch Angaben über staatliche Transfers (Kindergeld, Wohngeld etc.) und Angaben über sonstige Einkommen (z.B. aus Vermögen) enthält.

Für das SOEP werden sowohl Informationen über Haushalte als auch über die im

Haushalt lebenden Personen erhoben. Befragt werden alle Personen im Haushalt ab einem Alter von 17 Jahren. Sie erhalten einen Personenfragebogen. Kinder unter 16 Jahren, die im Haushalt leben, werden im Haushaltsfragebogen berücksichtigt. Die Interviews werden Face-to-Face durchgeführt. Die Daten des SOEP weisen eine Panelstruktur auf, d.h. zu unterschiedlichen Zeitpunkten (einmal jährlich) wird dieselbe Stichprobe von Haushaltspersonen befragt. Die Stichprobe des Sozioökonomischen Panels besteht aus acht Unterstichproben (A-H), die zu jeweils unterschiedlichen Zeitpunkten in die Erhebung aufgenommen wurden und verschiedene Bevölkerungsgruppen gemäß ihrem Anteil an der Wohnbevölkerung repräsentieren. Für die vorliegende Arbeit wurden alle acht Stichproben verwendet.

Um Rückschlüsse von der Stichprobe auf die Gesamtpopulation ziehen zu können, ist eine Gewichtung der SOEP-Daten notwendig. Aufgrund der Komplexität des Gewichtungs- und Hochrechnungsverfahrens kann hier nicht detailliert darauf eingegangen werden. Zu unterscheiden sind jedoch personen- und haushaltsbezogene Gewichtungsfaktoren. Zudem wird, je nach Anwendung, eine Querschnitt-Gewichtung oder eine Längsschnitt-Gewichtung durchgeführt (vgl. Haisken-DeNew/Frick 2005: 37ff). Die Daten, die im Folgenden ausgewertet werden, stammen aus den Erhebungen in den Jahren 2003 und 2006. Es werden zunächst die Ergebnisse aus separaten Querschnittanalysen jeweils für das Jahr 2003 und das Jahr 2006 vorgestellt. Die durch Vergleich der beiden Querschnittanalysen feststellbaren Effekt-Veränderungen informieren über Trends von Veränderungen. Systematische Veränderungsanalysen erfordern jedoch eine Längsschnittanalysen unter Verwendung von Panel-Daten. Auch die Ergebnisse dieser Analysen werden im Folgenden vorgestellt.

## **4 Operationalisierung**

### **4.1 Abhängige Variable**

In diesem Textabschnitt werden zunächst Definition und Messung der beiden abhängigen (zu erklärenden) Variablen „allgemeine Armut“ und „Armut in Erwerbstätigkeit“ verdeutlicht. Dabei wird statt ‚Einkommensarmut‘ der verkürzte Begriff der ‚Armut‘ verwendet. Das zur Messung von Armut verwendete Einkommen umfasst das Haushaltsnettoeinkommen<sup>3</sup> und den Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums als nicht-monetäre

---

<sup>3</sup> Das Haushaltsnettoeinkommen besteht aus: Haushaltserwerbseinkommen, Haushaltsvermögenseinkommen, privaten und öffentlichen Transfers des Haushalts, aus staatlicher und privater Rente abzüglich dem Steueraufkommen des Haushalts (vgl. Grabka 2008: 41).



Einkommensquelle. Letzteres hat sich als wichtiger Bestandteil des verfügbaren Einkommens privater Eigentümerhaushalte erwiesen und wird deshalb auch hier berücksichtigt (vgl. Frick/Grabka 2000: 20). Für die Äquivalenzgewichtung des Einkommens wird die modifizierte OECD-Skala mit den Personengewichten von 1, 0,5 und 0,3 verwendet. Die hier verwendete Armutsgrenze ist gemäß des Laeken-Standards der OECD der 60%-Wert des durchschnittlichen Medianeinkommens.

Zu den im Folgenden untersuchten Bevölkerungsgruppen gehört u.a. die Gruppe der Erwerbspersonen im Alter zwischen 17 und 65 Jahren (im SOEP wird der Personenfragebogen erst ab einem Alter von 17 Jahren eingesetzt). Die Befragten dieser Gruppe haben auf die Frage nach ihrer derzeitigen Erwerbstätigkeit eine der folgenden Kategorien gewählt: vollzeitbeschäftigt, teilzeitbeschäftigt oder geringfügig beschäftigt.

Die Nichterwerbstätigen werden zusätzlich unterschieden in solche, die ‚freiwillig‘ nichterwerbstätig sind, und solche, die ‚unfreiwillig‘ nichterwerbstätig sind (vgl. Strengmann-Kuhn 1997: 117ff).

In die erste Gruppe der freiwillig Nichterwerbstätigen fallen diejenigen, die keine auf Erwerb ausgerichtete Tätigkeit ausüben oder suchen z.B. Hausfrauen, Rentner, Studenten. Diese Personen halten auch eine zukünftige Erwerbstätigkeit für unwahrscheinlich oder schließen diese sicher aus. Außerdem sind sie nicht arbeitslos gemeldet. Sie werden hier verkürzt als ‚Nichterwerbstätige‘ bezeichnet.

In die Gruppe der unfreiwillig Nichterwerbstätigen fallen Personen ohne Arbeitsverhältnis, die sich um eine Arbeitsstelle bemühen, eine zukünftige Erwerbstätigkeit für sicher oder wahrscheinlich halten oder arbeitslos gemeldet sind. Sie werden hier verkürzt als ‚Arbeitslose‘ bezeichnet.

Personen, die hier als ‚arme Erwerbstätige‘ bezeichnet werden, sind demnach alle Personen zwischen 17 und 65 Jahren, die vollzeit-, teilzeit- oder geringfügig beschäftigt sind und in einem Haushalt mit einem Äquivalenzeinkommen unter der Armutsgrenze von 60% des Medianwertes leben.

## **4.2 Unabhängige Variablen und Kontrollvariablen**

Im Folgenden werden die unabhängigen (erklärenden) Variablen der anschließenden Analysen vorgestellt.

Der „Erwerbsstatus“ von Personen dient in allen Modellen als wichtigste unabhängige Variable. Nach dem Erwerbsstatus können die Befragten unterteilt werden in: ‚Vollzeiterwerbstätige‘, ‚Teilzeiterwerbstätige‘, ‚Geringfügig Beschäftigte‘, ‚Erwerbs-

bzw. Arbeitslose<sup>4</sup> und ‚Nichterwerbstätige‘. Die in der Originalvariablen des SOEP aufgeführten Kategorien ‚Wehr- und Zivildienstleistende‘, ‚Auszubildende‘, ‚Beschäftigte in Altersteilzeit‘ und ‚Beschäftigte in Behindertenwerkstätten‘ werden aus den folgenden Analysen ausgeschlossen.

Eine weitere unabhängige Variable ist die Variable ‚Niedriglohnempfänger‘. Ob eine Person einen Verdienst oberhalb oder unterhalb der Niedriglohnschwelle hat und damit als ‚Niedriglöhner‘ gilt, hängt, ähnlich wie bei Armut, von der normativen Setzung dieser Schwelle ab. So kann Niedriglohn über den Stunden- oder den Monatslohn bestimmt werden und die Niedriglohnschwelle bei 50% oder bei 66% des durchschnittlichen Lohnes gesetzt werden (vgl. Strengmann-Kuhn 2003: 113ff). Im Folgenden gilt eine Niedriglohnschwelle, gemäß des OECD-Standards, von  $\frac{2}{3}$  des Medianstundenlohnes (vgl. Kalina/Weinkopf 2009: 2). Dabei werden die Bruttostundenlöhne aus Bruttomonatslöhnen<sup>4</sup> und tatsächlich geleisteter Arbeitszeit<sup>5</sup> im Monat berechnet (vgl. Kalina/Weinkopf 2008: 467f).

Auch die berufliche Stellung wird als unabhängige Variable verwendet. Dabei wird lediglich zwischen ‚abhängig Beschäftigten‘ und ‚Selbstständigen‘ unterschieden. Zusätzlich wird zwischen ‚Selbstständigen mit Mitarbeitern‘ und ‚Selbstständigen ohne Mitarbeiter‘ unterschieden.

Als Kontrollvariablen dienen die Variablen: ‚Haushaltskontext‘, ‚Anzahl der Kinder unter 16 im Haushalt‘, ‚Geschlecht‘, ‚Migration‘ und ‚Region‘. Diese werden mit ihren SOEP-Kategorisierungen direkt in die Analyse übernommen. Die weiteren Kontrollvariablen ‚Ausbildung in Jahren‘ und ‚Alter in Jahren‘ werden gemäß mehrerer Annahmen klassifiziert (s. Anhang nach dem Literaturverzeichnis).

Alle Ausprägungen der unabhängigen Variablen und der Kontrollvariablen werden in Form von Dummy-Variablen in die Analysen einbezogen (Kodierung: ‚1‘ für das Vorhandensein eines Merkmales und ‚0‘ für ein fehlendes Merkmal) (vgl. Urban/Mayerl 2008: 276ff). Die Auflösung der kategorialen Variablen (z.B. von ‚Erwerbsstatus‘) in Dummy-Variablen (also in ‚Teilzeiterwerbstätige‘ 1/0 oder ‚Nichterwerbstätige‘ 1/0) folgt einer Regel, die besagt: „dass die Anzahl der Dummy-Variablen, die für eine 1/0-

---

<sup>4</sup> Bruttomonatslohn: individuelles monatliches Bruttoerwerbseinkommen, das im Rahmen einer Vollzeitbeschäftigung, einer Teilzeitbeschäftigung oder einer geringfügigen Beschäftigung erworben wird.

<sup>5</sup> Für die monatliche Arbeitszeit in Stunden wird die tatsächliche Wochenarbeitszeit (inklusive Überstunden) durch 7 geteilt und mit der durchschnittlichen Monatsdauer von 30,4375 Tagen multipliziert (vgl. auch Kalina/Weinkopf 2008: 467f).

Rekodierung benötigt wird, von der Größe „G-1“ ist (dabei bezeichnet „G“ die Anzahl der Kategorien der ursprünglichen, qualitativen X-Variablen).“ (Urban/Mayerl 2008: 278). Dabei benötigt die Dummy-Transformation der Kategorien einer kategorialen Variablen eine bestimmte Referenzkategorie. Die Referenzkategorie ist jene Variablenausprägung, bei der alle Dummy-Variablen einen Wert von ‚0‘ annehmen, die also keiner eigenständigen Dummy-Variablen zugeordnet wird. In den späteren Regressionsanalysen wird jede Dummy-Variable in Bezug auf diese Referenzkategorie interpretiert (vgl. Urban/Mayerl 2008: 278).

Bei der Wahl einer Kategorie als Referenzkategorie müssen sowohl inhaltliche als auch statistische Überlegungen berücksichtigt werden (vgl. Fromm 2005: 15f). Inhaltlich sollte die Wahl der Referenzkategorie einen „[...] aus Sicht der jeweiligen Fragestellung „interessanten“ Vergleich ermöglichen.“ (Fromm 2005: 15). Es sollte z.B. nicht die Kategorie ‚Sonstiges‘ verwendet werden, da diese aufgrund ihrer Heterogenität keine eindeutigen Vergleiche zulässt. Es empfiehlt sich deshalb ‚extreme‘ Kategorien an den äußeren Rändern als Referenzkategorie zu verwenden. So ist z.B. bezüglich Armut von einem geringen Effekt der Vollzeitbeschäftigung auf das Armutsrisiko auszugehen. Da von allen anderen Erwerbskategorien hingegen ein großer Effekt auf das Armutsrisiko erwartet wird, kann Vollzeitbeschäftigung als Referenzkategorie ausgewählt werden. Zudem sollte die Referenzkategorie ausreichend mit Beobachtungsfällen besetzt sein, da nur dann eine präzise statistische Modellschätzung zu erwarten ist (vgl. Fromm 2005: 15f).

## **5 Ursachen von „allgemeiner Armut“ und von „Armut in Erwerbstätigkeit“**

Im Folgenden werden nun die Ursachen von „allgemeiner Armut“ und von „Armut in Erwerbstätigkeit“ untersucht. Dazu werden logistische Regressionsanalysen eingesetzt. Die Analysen erfolgen im Quer- und im Längsschnitt für die Jahre 2003 und 2006.

### **5.1 Ursachen von „allgemeiner Armut“**

#### **5.1.1 Hypothesen**

Zunächst sollen die Ursachen von „allgemeiner Armut“ für die Jahre 2003 und 2006 separat untersucht werden. Arbeitslosigkeit und Nichterwerbstätigkeit gelten in vielen Studien als Hauptursachen für ein Leben in Armut. Insbesondere wenn das Erwerbseinkommen die wichtigste Einkommensquelle von Haushalten ist, erhöht sich durch Ausfall von Erwerbseinkommen die Wahrscheinlichkeit einer Armutslage für die im Haushalt lebenden Personen. Aber nicht nur fehlende Einnahmen aus Erwerbseinkommen verur-

sachen Armut. Auch Arbeit schützt nicht vor Armut, so die Annahme der vorliegenden Arbeit. Dabei sind es insbesondere die atypischen Beschäftigungsformen, die im Vergleich zu Normalarbeitsverhältnissen mit einem höheren Armutsrisiko verbunden sind. Bei Kontrolle einschlägiger Variablen (Kontrollvariablen), so wird angenommen, haben atypische Beschäftigungsverhältnisse einen hohen Einfluss auf das Armutsrisiko. Deshalb wird folgende Hypothese aufgestellt:

*H1a: Wenn Personen geringfügig oder in Teilzeit (atypisch) beschäftigt sind, dann haben sie eine höhere Chance, in eine Armutslage zu geraten, als vollzeitbeschäftigte Personen.*

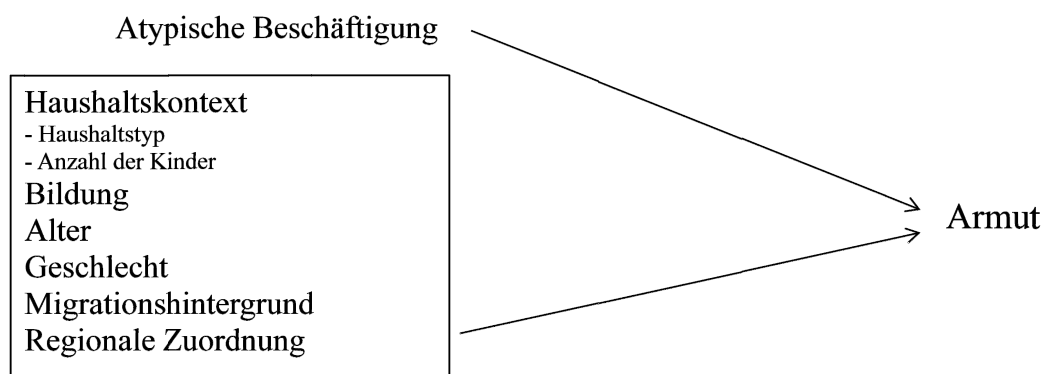
Neben den Formen atypischer Beschäftigung gilt der Haushaltskontext als wichtiger Grund für Armut. Zusätzliche Ressourcen (d. h. zusätzliche Einkommen) und/oder zusätzlicher Bedarf (d. h. zusätzliche Personen) können im Haushalt über die Armutslage der im Haushalt lebenden Person entscheiden. Es wird angenommen, dass sowohl Paare mit Kindern als auch Alleinerziehende und Singlehaushalte im Vergleich zu Paaren ohne Kinder eine größere Chance haben, in eine Armutslage zu geraten. Zudem ist die Anzahl der Kinder als Armutsgrund zu berücksichtigen. Dabei gilt: Je mehr Kinder in einem Haushalt leben, desto eher kann dieser auch von Armut betroffen sein.

Zusätzlich beeinflussen soziodemographische Faktoren wie Bildung, Alter, Geschlecht, Migrationsstatus und regionale Zuordnung das Risiko, arm zu sein. So haben insbesondere Geringgebildete, Frauen, Migranten und Ostdeutsche ein erhöhtes Armutsrisiko. Neben dem Haushaltskontext werden diese soziodemographischen Merkmale als Kontrollvariablen in den folgenden logistischen Regressionsschätzungen berücksichtigt.<sup>6</sup>

---

<sup>6</sup> Alle in die Modellschätzungen einbezogenen, unabhängigen Variablen bzw. Kontrollvariablen wurden negativ auf Multikollinearität getestet. Ihre bivariaten Korrelationswerte lagen unterhalb der kritischen Grenzen von 0,87 bzw. 0,89 (vgl. Urban/Mayerl 2008: 232).

Abbildung 1: Determinanten von Armut (Modell 1)



Im Folgenden wird das in Abbildung 1 verdeutlichte Modell separat mit den SOEP-Daten aus dem Jahre 2003 und aus dem Jahre 2006 analysiert. Danach wird die Modellanalyse mit einer Längsschnittperspektive durchgeführt, wobei für die Schätzungen nur jene Personen berücksichtigt werden, die zu beiden Zeitpunkten an der Befragung teilgenommen haben. Dadurch kann untersucht werden, ob es zwischen 2003 und 2006 zu einer Verstärkung des Einflusses atypischer Beschäftigungsformen auf Armut gekommen ist. Dazu wird folgende Annahme formuliert:

*H1b: Die Chance, in eine Armutslage zu geraten, hat sich für atypisch Beschäftigte gegenüber Vollzeitbeschäftigten zwischen 2003 und 2006 vergrößert.*

### 5.1.2 Ergebnisse für 2003 und 2006 im Querschnitt

Im Folgenden werden zunächst die Analyseergebnisse für das Jahr 2003 berichtet. Dazu wurden die unabhängigen Variablen sequenziell in eine binär logistische Regressions-schätzung einbezogen. Da sich bei der Modellerweiterung die Effektstärken nicht erheblich veränderten, werden in Abbildung 2 lediglich die Ergebnisse der Schätzung ohne Kontrollvariablen (Modell 1.1) und des Gesamtmodells mit allen Kontrollvariablen (Modell 1.2) ausgewiesen.<sup>7</sup>

Im Gesamtmodell ergab sich für den Prädiktor „Arbeitslos“ ein Effekt-Koeffizient von 8,32 (Abb.2, Modell 1.2-2003). Für die Interpretation heißt das, dass Arbeitslose im Vergleich zur Referenzkategorie der Vollzeitbeschäftigten eine ca. 8-fach höhere Chance haben, arm zu sein.<sup>8</sup> Auch Nichterwerbstätige haben eine 4-fach höhere Armutschance als

<sup>7</sup> Das Gesamtmodell für 2003 erreicht ein Nagelkerke-R<sup>2</sup> 0,24. Für 2006 liegt der Wert bei 0,22. Damit ist bei beiden Modellen von einer akzeptablen Schätzung auszugehen.

<sup>8</sup> Als „Effekt-Koeffizient“ (oder auch: „odds ratio“ genannt) wird das Verhältnis von zwei „Chancen“

die Referenzkategorie der Vollzeitbeschäftigten.

Durch Einführung der Kontrollvariablen in Modell 1.2 kommt es zu einer Verstärkung der Effekt-Koeffizienten bei atypischer Beschäftigung und Nichterwerbstätigkeit. Lediglich in der Gruppe der Arbeitslosen verringert sich der Effekt-Koeffizient unter Kontrolle weiterer Variablen.

Arbeitslose ebenso wie Nichterwerbstätige haben somit eine im Vergleich zu Vollzeitbeschäftigten erhöhte Armutschance. Dies bestätigt die Ergebnisse vieler Studien, nach denen fehlendes Erwerbseinkommen mit einer größeren Wahrscheinlichkeit in eine Armutslage führt. Und auch für Beschäftigte in atypischen Beschäftigungsverhältnissen erhöht sich die Armutschance im Vergleich zu Personen in Vollzeitbeschäftigungsverhältnissen. Im Konkreten heißt das: Für Teilzeitbeschäftigte besteht eine 3-fach höhere Chance, in Armut zu geraten. Bei geringfügig Beschäftigten ist diese sogar 4-fach höher. Das Einkommen aus atypischer Beschäftigung scheint also häufig nicht auszureichen, um die im Haushalt lebenden Personen vor Armut zu schützen. Die *Hypothese H1a* lässt sich demnach für 2003 bestätigen.

Gilt dies auch noch im Jahre 2006? Eine Schätzung des gleichen Modells mit den SOEP-Daten aus dem Jahre 2006 kann darüber Auskunft geben.

In der Gesamtschätzung für das Jahr 2006 haben sich die Effektstärken fast aller Prädiktoren leicht erhöht. Arbeitslose haben nunmehr im Jahre 2006 eine nahezu 10-fach höhere Chance, arm zu sein, als Vollzeitbeschäftigte (vgl. Abb.2, Modell 1.2-2006). Und auch geringfügig Beschäftigte haben 2006 eine über 5-fach höhere Chance, in eine Armutslage zu geraten (immer im Vergleich zur Referenzkategorie).

Ein Vergleich der Modelle 1.2-2003 und 1.2-2006 (Abb. 2) zeigt eine Verstärkung des Effektes atypischer Beschäftigung auf Armut zwischen 2003 und 2006. Diese Schätzergebnisse können also Hypothese H1b bestätigen (im folgenden Kapitel wird diese Hypothese unter Verwendung der Panel-Daten überprüft). *Hypothese H1a*, die von einer höheren Chance der Armut für atypisch Beschäftigte als für Vollzeitbeschäftigte ausgeht,

---

verstanden. Die „Chance“ oder „Gewinnchance“ eines Ereignisses ( $Y=1$ ) ergibt sich aus dem Verhältnis der Eintrittswahrscheinlichkeit für ein Ereignis  $p(Y=1)$  zur Eintrittswahrscheinlichkeit des entspr. Alternativ-Ereignisses  $(1-p)(Y=1)$ . Ist die Chance gleich 1,0 haben beide Ereignisse die gleiche Wahrscheinlichkeit, ist die Chance größer als 1,0 hat  $Y=1$  die größere Wahrscheinlichkeit, ist die Chance kleiner als 1,0 hat das Alternativ-Ereignis die größere Wahrscheinlichkeit. Der Effekt-Koeffizient bezeichnet das Verhältnis der Gewinnchance unter der Bedingung von  $X=0$  ( $X$  ist hier stets eine dichotome Prädiktorvariable) zur Gewinnchance unter der Bedingung von  $X=1$  verstanden. Z.B. bedeutet ein Effekt-Koeffizient von 6.31, dass bei Veränderung von  $X=0$  auf  $X=1$  die Chance von  $Y=1$  um das 6,31-fache ansteigt.

gilt somit auch für 2006.

Insgesamt betrachtet lässt sich sagen, dass neben Arbeitslosigkeit und Nichterwerbstätigkeit auch atypische Beschäftigungsverhältnisse sowohl 2003 als auch 2006 die Chance, arm zu sein, deutlich erhöhten. Dies bestätigt die in *Hypothese H1a* getroffene Annahme. Ob von einer Verstärkung der Armutchance bei atypisch Beschäftigten in diesem Zeitraum die Rede sein kann, wird sich im folgenden Kapitel zeigen.

### 5.1.3 Ergebnisse für 2003 und 2006 im Längsschnitt

Die Schätzung der zuvor mit separaten Datensätzen analysierten Regressionsmodelle erfolgt nunmehr mit Panel-Daten. Somit sind in den Datensätzen nur Informationen über Personen enthalten, die sowohl 2003 als auch 2006 befragt wurden. Es werden für die Schätzungen beider Jahre dieselbe Stichprobe und dasselbe Modell verwendet. Allerdings ist der direkte Vergleich zweier Effekt-Koeffizienten nicht unproblematisch. Wie Allison 1999 ausführte, ist der Vergleich von Modellen zwischen Gruppen zwar mittels Vergleich der unstandardisierten Regressionskoeffizienten möglich. Im logistischen Regressionsmodell jedoch besteht das Problem, „[...] that they [logit and probit coefficients; die Verf.] are inherently standardized because they depend on the magnitude of disturbance variance.“ (Allison 1999: 191). Über den Gruppenvergleich bei logistischen Regressionsschätzungen herrscht deshalb in der Forschung derzeit Uneinigkeit. So ist auch der direkte Vergleich der Effekt-Koeffizienten zwischen Gruppen nur mit äußerster Vorsicht zu tätigen. Um Unterschiede zwischen den Effekten zweier Modelle auf ihre Signifikanz zu testen, schlägt Liao den Wald-Test<sup>9</sup> vor (vgl. Liao 2004: 3ff.). Dieser gilt, trotz zahlreicher Alternativen, als nützlich und flexibel um die logistischen Regressionskoeffizienten von unterschiedlichen Gruppenschätzungen miteinander zu vergleichen (vgl. Liao 2004: 13).

Für unsere Analyse werden die Modellschätzungen mit den Panel-Daten der Jahre 2003 und 2006 zunächst wieder ohne Berücksichtigung der Kontrollvariablen berichtet (vgl. Modell 1.1-2003 und Modell 1.1-2006, Abb. 3). Sodann werden die Schätzergebnisse für die Gesamtmodelle, die auch alle Kontrollvariablen enthalten, ausgewiesen (vgl. Modell 1.2-2003 und Modell 1.2-2006, Abb. 3).<sup>10</sup>

---

<sup>9</sup> Wald-Test:  $\frac{(b_1 - b_2)^2}{[SE_{b_1}]^2 + [SE_{b_2}]^2}$ , Werte sind  $\chi^2$ -verteilt (vgl. Allison 1999: 188).

<sup>10</sup> Das Gesamtmodell für 2003 erreicht ein Nagelkerke-R<sup>2</sup> 0,23. Auch für 2006 liegt der Wert bei 0,23. Damit ist bei beiden Modellen von einer akzeptablen Schätzung auszugehen. Bereits bei Werten zwischen 0,2 und 0,4 kann eine logistische Regressionsschätzung akzeptiert werden (vgl. Urban 1993: 62f).

Abbildung 2: Ergebnisse Modell 1 (Querschnitt)

	Modell 1.1 (2003)				Modell 1.1 (2006)				Modell 1.2 (2003)				Modell 1.2 (2006)			
	b	Exp(b)	1/ Exp(b)	S.E.	b	Exp(b)	1/ Exp(b)	S.E.	b	Exp(b)	1/ Exp(b)	S.E.	b	Exp(b)	1/ Exp(b)	S.E.
<b>Erwerbsstatus</b>																
Vollzeit (Ref.)																
Teilzeit	.891	2.437***		.069	1.067	2.906***		.066	1.106	3.022**		.077	1.230	3.421***		.073
Geringfügig beschäftigt	1.173	3.231***		.092	1.623	5.069***		.076	1.398	4.046***		.100	1.689	5.413***		.084
Arbeitslos	2.318	10.158***		.070	2.524	12.476***		.071	2.118	8.316***		.076	2.266	9.638***		.076
Nichterwerbstätig	1.098	2.998***		.047	1.017	2.766**		.048	1.540	4.667***		.062	1.449	4.258***		.061
<b>Haushaltskontext</b>																
Ehepaar o. K. (Ref.)																
Single-HH									.999	2.716***		.054	.780	2.182***		.053
Alleinerziehende									.540	1.716***		.095	.221	1.247*		.096
Ehepaar m. K.									-1.068	.344***	2.907***	.083	-.583	.558***	1.792***	.075
Sonstige									-.559	.572***	1.748***	.135	.075	1.078(n.s.)		.118
<b>Anzahl der Kinder</b>																
Keine Kinder (Ref.)																
Ein Kind									1.036	2.819***		.084	.515	1.674***		.078
2 oder mehr Kinder									.993	2.699***		.088	.577	1.780***		.081
<b>Bildung</b>																
16<=18 Jahre (Ref.)																
7<11Jahre									1.252	3.496***		.092	1.286	3.618***		.088
11-12 Jahre									.477	1.612***		.097	.719	2.053***		.091
13<15 Jahre									.558	1.748***		.103	.594	1.811***		.098
<b>Geschlecht</b>																
Männlich (Ref.)																
Weiblich									-.001	.999(n.s.)	1.001(n.s.)	.044	.139	1.149**		.044
<b>Alter</b>																
50-64 Jahre (Ref.)																
17-24 Jahre									1.197	3.309***		.081	1.244	3.468***		.078
25-49 Jahre									.542	1.720***		.065	.591	1.807***		.061
65 und älter									-.640	.527***	1.898***	.064	-.719	.487***	1.053***	.067
<b>Staatsangehörigkeit</b>																
Deutsche (Ref.)																
Migranten									.930	2.535***		.070	.754	2.126***		.070
<b>Region</b>																
West (Ref.)																
Ost									.463	1.589***		.051	.647	1.910***		.048
<b>Konstante</b>	-2.393	.091***		.038	-2.407	.090		.039	-4.103	.017***		.107	-4.208	.015***		.103
<b>Fallzahl N</b>	21227				21389				21227				21389			
<b>Gütemaße</b>																
-2-Log-Likelihood	18131.56				18402.52				16195.57				16816.37			
Cox&Snell-R <sup>2</sup>	.059				.069				.141				.135			
Nagelkerke-R <sup>2</sup>	.099				.114				.235				.223			
Chi-Quadrat	1293.26***				1525.89***				3229.25***				3112.04***			
df	4				4				19				19			

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis des SOEP 2003 und 2006 (Stichproben A-H, gewichtet, missing bereinigt), Anmerkungen: Signifikanzniveaus:  $p < 0,001$  \*\*\*,  $p < 0,010$  \*\*,  $p < 0,050$  \*, Ref.: Referenzkategorie, n.s.: nicht signifikant, Abhängige Variable: Armut



Die Betrachtung der Panel-Modellschätzungen (Abb. 3) zeigt, dass sich die Armutschance aller Erwerbsstatusgruppen zwischen 2003 und 2006 sehr deutlich verstärkt hat. Die Chance der Armut ist für Arbeitslose 2003 8-fach und für 2006 13-fach höher als für Vollzeitbeschäftigte. Arbeitslose haben in beiden Jahren die größte Armutschance unter allen Erwerbsstatusgruppen. Für geringfügig Beschäftigte war die Chance, arm zu sein, 2003 noch 3,6-fach höher als für Vollzeitbeschäftigte. 2006 hat sich diese Chance auf das 6,4-fache erhöht. Der Effekt ist damit der zweitgrößte unter den Erwerbsstatusgruppen 2006.

Mittels Signifikanztests (Wald-Tests) können die Unterschiede dieser Effekte zwischen den Jahren bestätigt werden. Signifikante Unterschiede zwischen 2003 und 2006 zeigen sich bei den Arbeitslosen und bei den geringfügig Beschäftigten. Die Chance, arm zu sein, hat sich für geringfügig Beschäftigte im Vergleich zu Vollzeitbeschäftigten zwischen 2003 und 2006 signifikant verstärkt. *Hypothese H1b* lässt sich damit lediglich für die Gruppe der geringfügig Beschäftigten bestätigen.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass Erwerbstätigkeit und Armut keine sich ausschließenden Phänomene sind. In unseren Modellschätzungen zeigt sich zwar, dass Arbeitslosigkeit und Nichterwerbstätigkeit die Chance, arm zu sein, erheblich erhöhen. Es lassen sich aber auch Auswirkungen von Erwerbstätigkeit auf Armut erkennen. Insbesondere die atypischen Beschäftigungsformen, hier geringfügige Beschäftigung und Teilzeitbeschäftigung, erhöhen die Armutschance. *Hypothese H1a* lässt sich deshalb für beide Untersuchungszeitpunkte bestätigen. Es zeigt sich außerdem, dass sich die Chance, arm zu sein, besonders für Arbeitslose und für geringfügig Beschäftigte im Laufe der Zeit signifikant erhöht hat (dies gilt jedoch nicht für Teilzeitbeschäftigte). Einen signifikanten Unterschied der Effekte beider Prädiktoren zwischen den Jahren 2003 und 2006 zeigt der Wald-Test. *Hypothese H1b*, die von einer Verstärkung der Chance, arm zu sein, für Personen in atypischer Beschäftigung ausgeht, wird somit für die Gruppe der geringfügig Beschäftigten bestätigt.

Abbildung 3: Ergebnisse Modell 1 (Längsschnitt)

	Modell 1.1 (2003)				Modell 1.1 (2006)				Modell 1.2 (2003)				Modell 1.2 (2006)				Wald-Test							
	b	Exp(b)	1/ Exp(b)	S.E.	b	Exp(b)	1/ Exp(b)	S.E.	b	Exp(b)	1/ Exp(b)	S.E.	b	Exp(b)	1/ Exp(b)	S.E.								
<b>Erwerbsstatus</b>																								
Vollzeit (Ref.)																								
Teilzeit	.858	2.358***		.078	1.224	3.402***		.077	1.159	3.187***		.087	1.390	4.016***		.085	3.607(n.s.)							
Geringfügig beschäftigt	1.100	3.004***		.102	1.744	5.720***		.092	1.275	3.579***		.111	1.860	6.425***		.100	16.290***							
Arbeitslos	2.295	9.923***		.078	2.785	16.197***		.083	2.137	8.471***		.084	2.569	13.052***		.089	12.461***							
Nichterwerbstätig	1.089	2.971***		.053	1.160	3.190***		.057	1.601	4.956***		.070	1.715	5.559***		.072	1.289(n.s.)							
<b>Haushaltskontext</b>	(Hatched area)																							
Ehepaar o. K. (Ref.)																								
Single-HH																.896	2.451***		.061	.922	2.514***		.060	
Alleinerziehende																.640	1.897***		.107	.316	1.435**		.113	
Ehepaar m. K.																-1.125	.325***	3.077***	.092	-.527	.591***	1.692***	.087	
Sonstige								-.165	.848(n.s.)	1.179(n.s.)	.138	.227	1.255 (n.s.)		.136									
<b>Anzahl der Kinder</b>																								
Keine Kinder (Ref.)																								
Ein Kind								.819	2.268***		.094	.635	.648	1.888***		.093								
2 oder mehr Kinder								.874	2.398***		.100			1.911***		.097								
<b>Bildung</b>																								
16<=18 Jahre (Ref.)																								
7<11Jahre								.957	2.603***		.097	1.137	3.118***		.097									
11-12 Jahre								.196	1.216(n.s.)		.103	.556	1.744***		.101									
13<15 Jahre								.319	1.375**		.110	.620	1.859***		.109									
<b>Geschlecht</b>																								
Männlich (Ref.)																								
Weiblich								.051	1.053(n.s.)		.050	.072	1.075(n.s.)		.050									
<b>Alter</b>																								
50-64 Jahre (Ref.)																								
17-24 Jahre								1.298	3.661***		.088	1.492	4.444***		.114									
25-49 Jahre								.496	1.642***		.071	.436	2.546***		.067									
65 und älter								-.917	.400***	2.500***	.074	-.942	.390***	2.546***	.071									
<b>Staatsangehörigkeit</b>																								
Deutsche (Ref.)																								
Migranten								.883	2.419***		.082	.805	2.237***		.082									
<b>Region</b>																								
West (Ref.)																								
Ost								.505	1.657***		.056	.543	1.721***		.055									
<b>Konstante</b>	-2.495	.082***		.044	-2.633	.072***		.048	-3.882	.021***		.114	-4.250	.014***		.115								
<b>Fallzahl N</b>	17601				17601				17601				17601											
<b>Gütemaße</b>																								
-2-Log-Likelihood	14275.11				14314.97				12767.32				13104.80											
Cox&Snell-R <sup>2</sup>	.055				.073				.133				.135											
Nagelkerke-R <sup>2</sup>	.095				.124				.228				.229											
Chi-Quadrat	994.28***				1337.03***				2502.08***				2548.20***											
df	4				4				19				19											

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis des SOEP 2003 und 2006 (Stichproben A-H, gewichtet, missing bereinigt), Anmerkungen: Signifikanzniveaus:  $p < 0,001$ \*\*\*,  $p < 0,010$ \*\* $p < 0,050$ \*, Ref.: Referenzkategorie, n.s.: nicht signifikant, Abhängige Variable: Armut

## 5.2 Einflussfaktoren auf „Armut in Erwerbstätigkeit“

Im nächsten Analyseschritt werden nun die Ursachen von „Armut in Erwerbstätigkeit“ mittels binärer logistischer Regressionsschätzungen unter Verwendung von Querschnitts- und Panel-Daten untersucht.

### 5.2.1 Modell und Hypothesen

Die im Folgenden beschriebene Analyse untersucht die Hauptursachen von Armut in Erwerbstätigkeit. Dazu werden insbesondere Niedriglohnbeschäftigungen als Ursache für Armut in Erwerbstätigkeit betrachtet. Denn Erwerbseinkommen gilt als Haupteinkommensquelle einkommensschwacher Haushalte (vgl. Andreß 1999: 229ff). Liegt der Lohn einer Haushaltsperson und das damit verbundene Erwerbseinkommen unterhalb der Niedriglohngrenze, dann steigt für den gesamten Haushalt das Risiko der Armut. Dabei muss allerdings beachtet werden, dass dies durch zusätzliche Einkommen weiterer Haushaltsmitglieder kompensiert werden kann (aber nicht muss). Existieren keine zusätzlichen Einkommen im Haushalt, so steigt das Risiko der Armut stark an. Deshalb wird folgende Hypothese formuliert:

*H2a: Wenn Personen einen Niedriglohn beziehen, dann ist für diese die Chance für „Armut in Erwerbstätigkeit“ höher als für Erwerbstätige mit einem Einkommen oberhalb der Niedriglohnschwelle.*

Als weiterer Risikofaktor für Armut in Erwerbstätigkeit gelten atypische Beschäftigungsformen. Besonders Teilzeitbeschäftigung und geringfügige Beschäftigung erhöhen das Risiko der Armut in Erwerbstätigkeit im Vergleich zur Vollzeitbeschäftigung. Ein Grund dafür ist, neben der kürzeren Arbeitszeit, auch der geringere Lohn. Teilzeit- und geringfügig Beschäftigte dürften häufiger einen Niedriglohn erhalten als Vollzeitbeschäftigte (vgl. Kalina/Weinkopf 2008: 456). Deshalb wird folgende Hypothese formuliert:

*H3a: Wenn Personen geringfügig oder in Teilzeit (atypisch) beschäftigt sind, dann haben sie eine höhere Chance, arm in Erwerbstätigkeit zu sein, als vollzeitbeschäftigte Personen.*

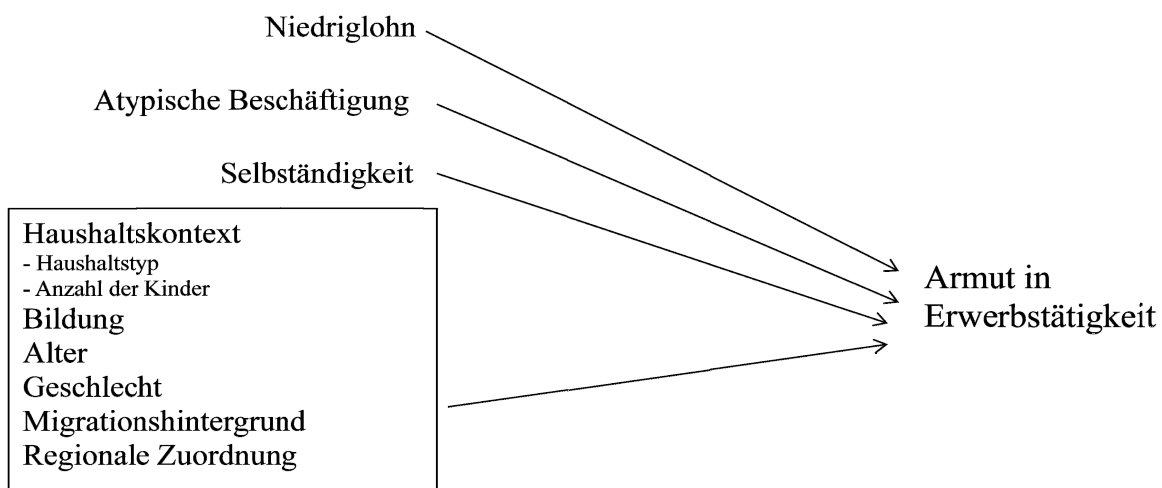
Auch Selbstständige, insbesondere Soloselbstständige, haben ein höheres Armutsrisiko als abhängig Beschäftigte. Denn Einkommen aus selbstständiger Arbeit polarisiert sich überwiegend an den äußeren Enden der Einkommensverteilung. Zudem müssen Selbstständige ihre soziale Absicherung finanziell selbst organisieren. Diese Faktoren erhöhen das Risiko für Selbstständige, besonders für Soloselbstständige, arm in Erwerbs-

tätigkeit zu sein. Es wird deshalb folgende Hypothese formuliert:

*H4a: Wenn Personen soloselbstständig sind, dann haben sie eine höhere Chance, arm in Erwerbstätigkeit zu sein, als abhängig Beschäftigte.*

Auch in den folgenden Regressionsschätzungen mit Panel-Daten werden neben den hypothesenbezogenen Prädiktoren wieder Kontrollvariablen in die Analysen einbezogen. Dazu wird angenommen, dass der Haushaltskontext einen erheblichen Einfluss auf die Armut in Erwerbstätigkeit hat. Denn auch Personen mit einem ausreichenden Erwerbseinkommen können bei Vorhandensein zusätzlicher Haushaltsmitglieder unter die Armutsgrenze rutschen. Es ist aber auch möglich, dass Personen ihr niedriges Erwerbseinkommen durch zusätzliche Einkommen im Haushalt kompensieren und so eine Armutslage verhindern können. In unseren Modellen werden diesbezügliche Kontrollvariablen benutzt, obwohl bei Kalkulation des haushaltsbezogenen Äquivalenzeinkommens der Haushaltskontext bereits für die Analyse berücksichtigt wird. Zusätzlich werden dieselben Kontrollvariablen, wie in Modell 1, auch in Modell 2 eingeführt.

Abbildung 4: Determinanten von Armut in Erwerbstätigkeit (Modell 2)



Bei der folgenden Schätzung des Modells mit Panel-Daten wird insbesondere auf die Veränderungen der Effekte im Untersuchungszeitraum eingegangen. Diesbezüglich wird angenommen, dass 2006 mehr Personen von Niedriglohn betroffen sind als 2003. Ursachen hierfür liegen vor allem in der Zunahme der atypischen Beschäftigungsverhältnisse und der damit verbundenen Zunahme des Niedriglohnsektors. Deshalb wird folgende Hypothese formuliert:

*H2b: Die Chance einer Armut in Erwerbstätigkeit hat sich für Personen mit Niedriglohn gegenüber Personen ohne Niedriglohn zwischen 2003 und 2006 erhöht.*

Durch eine Lockerung der Hartz-Reformen kam es zwischen 2003 und 2006 auch zu einer Zunahme atypischer Beschäftigungsformen. Häufig eröffnen diese Beschäftigungsverhältnisse jedoch nicht eine zusätzliche Einkommensquelle, sondern sind in vielen Haushalten die einzige Erwerbseinkommensquelle. Zudem sind diese Beschäftigungsverhältnisse, wie bereits erwähnt, häufig im Niedriglohnbereich angesiedelt (vgl. Gießelmann 2009: 215f). In Folge des Anstiegs der Anzahl atypischer Beschäftigungsverhältnisse sind auch immer mehr Personen von Armut in Erwerbstätigkeit betroffen. Es wird deshalb folgende Hypothese formuliert:

*H3b: Die Chance, arm in Erwerbstätigkeit zu sein, hat sich für Teilzeitbeschäftigte und geringfügig Beschäftigte gegenüber Vollzeitbeschäftigten zwischen 2003 und 2006 verstärkt.*

Des Weiteren kam es zwischen 2003 und 2006 zu einem Anstieg der Zahl der Selbständigen. Diese Entwicklung wurde vor allem durch den Existenzgründungszuschuss zur Gründung von Ich-AGs forciert. Arbeitssuchende wurden mit Hilfe finanzieller Mittel aus der Arbeitslosigkeit in die Selbstständigkeit geführt. Häufig wurde dabei jedoch das Risiko einer Selbstständigkeit, in Form von geringem Einkommen und fehlender sozialer Sicherung, vernachlässigt. Deshalb wird folgende Annahme getroffen:

*H4b: Die Chance, arm in Erwerbstätigkeit zu sein, hat sich für Soloselbstständige gegenüber abhängig Beschäftigten zwischen 2003 und 2006 verstärkt.*

Die zuvor formulierten Hypothesen werden in den beiden folgenden Kapiteln mittels logistischer Regressionsschätzungen getestet.

### **5.2.2 Ergebnisse für 2003 und 2006 im Querschnitt**

Im Folgenden werden die Ursachen von Armut in Erwerbstätigkeit zunächst im Querschnitt für die Jahre 2003 und 2006 betrachtet. Abbildung 5 zeigt Modell 2 zum einen ohne Kontrollvariablen (Modell 2.1) und zum anderen als vollständiges Modell (Modell 2.2) sowohl für das Jahr 2003 als auch für das Jahr 2006.<sup>11</sup>

Bereits in den Ergebnissen für 2003 wird die Wichtigkeit des Niedriglohnes als Ursache für Armut in Erwerbstätigkeit deutlich. Erwerbstätige Personen mit Niedriglohn

---

<sup>11</sup> Die Modellgüte der Schätzungen beträgt nach Nagelkerke-R<sup>2</sup> für 2003 0,235 und für 2006 0,294. Die Werte zeigen damit eine akzeptable bzw. gute Modellschätzung für beide Jahre.

haben im vollständigen Modell eine nahezu 5-fach höhere Chance der Armut in Erwerbstätigkeit als Personen ohne Niedriglohn (Modell 2.2-2003, Abb. 5). *Hypothese H2a*, die von einem positiven Zusammenhang zwischen Niedriglohn und Armut in Erwerbstätigkeit ausgeht, lässt sich somit für 2003 eindeutig bestätigen.

Bei Betrachtung des Erwerbsstatus zeigt sich, dass auch der Umfang der Erwerbstätigkeit eine wichtige Rolle für eine Armutslage spielt. Im Jahre 2003 ist die Chance der Armut in Erwerbstätigkeit im Gesamtmodell für Teilzeitbeschäftigte 3,5-fach höher als für Vollzeitbeschäftigte. Etwas niedriger ist der Effekt-Koeffizient geringfügiger Beschäftigung. Die Chance der Armut liegt 2003 für einen geringfügig Beschäftigten bei dem 2,5-fachen im Vergleich zu einem Vollzeitbeschäftigten. Auch *Hypothese H3a* lässt sich somit für 2003 bestätigen.

Anders als erwartet ist die Richtung der Effekt-Koeffizienten bei Betrachtung der Gruppe der Selbstständigen. Dies gilt sowohl für Selbstständige mit Mitarbeitern als auch für Selbstständige ohne Mitarbeiter. Bei Bildung des Kehrwertes zeigt sich, dass Selbstständige im Jahre 2003 eine 1,4-fache bzw. 2,7-fache niedrigere Chance haben, eine Armutslage in Beschäftigung zu haben, als abhängig Beschäftigte. Demnach lässt sich die *Hypothese 4a*, nach der Soloselbstständige gegenüber abhängig Beschäftigten eine höhere Armutschance haben, für 2003 nicht bestätigen.

Auch in der Schätzung für 2006 zeigt sich, dass Erwerbstätige mit einem Stundenlohn unter der Niedriglohnschwelle im Vergleich zu Erwerbstätigen ohne Niedriglohn eine höhere Chance haben, arm zu sein. Dieser Effekt wird zwar durch Einführung der Kontrollvariablen etwas schwächer, ist aber dennoch der stärkste im Modell 2.2-2006 (Abb. 5). Damit haben Niedriglohnempfänger gegenüber Erwerbstätigen ohne Niedriglohn eine ca. 6-fach höhere Chance, arm in Erwerbstätigkeit zu sein. Die *Hypothese H2a*, die von einem positiven Zusammenhang zwischen Niedriglohn und Armut in Erwerbstätigkeit ausgeht, kann somit auch für das Jahr 2006 bestätigt werden. Ein Vergleich der Zahlen für 2003 und 2006 deutet auf eine Verstärkung dieses Zusammenhangs hin. Endgültig muss dies jedoch im Längsschnittmodell (Panel) geprüft werden.

Bei Betrachtung des Erwerbsstatus zeigt sich 2006 wie auch 2003, dass atypisch Beschäftigte eine höhere Chance der Armut in Erwerbstätigkeit haben als Vollzeitbeschäftigte. Die Chance ist aber im Vergleich zu 2003 für Teilzeitbeschäftigte und geringfügig Beschäftigte nahezu gleich hoch (ca. 2,7-fach). Durch Einbezug der Kontrollvariablen in Modell 2.2 verändern sich die Effekte nur unwesentlich. Auch *Hypothese H3a*

kann damit für 2006 bestätigt werden. Der Trend zwischen 2003 und 2006 deutet auf eine leichte Verstärkung der Armutschance bei geringfügig Beschäftigten und auf eine Abschwächung des Effektes bei Teilzeitbeschäftigung hin. Auch dies muss im Längsschnittmodell näher untersucht werden.

Selbstständige mit Mitarbeitern haben auch 2006 eine geringere Chance, arm zu sein, als abhängig Beschäftigte. Ein Effekt von Soloselbstständigkeit auf Armut ist 2006 nicht mehr zu erkennen. Auch im Modell für 2006 kann somit *Hypothese H4a* nicht bestätigt werden.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass die in der bisherigen Forschung gewonnenen Ergebnisse größtenteils bestätigt werden können. Es hat sich auch im hier getesteten Modell gezeigt, dass Niedriglohn eine wichtige Ursache für Armut in Erwerbstätigkeit darstellt. So geht 2003 und 2006 von Niedriglohn der stärkste Einfluss auf Armut in Erwerbstätigkeit aus. Dabei muss vor allem beachtet werden, dass es sich hierbei um einen sehr deutlichen Einfluss handelt und dieser nachweisbar ist, obwohl im Modell eine Reihe von wichtigen Niedriglohnursachen kontrolliert wird (z.B. Alter, Bildung, Geschlecht, Erwerbsstatus). Mit der Variablen ‚Niedriglohn‘ werden also spezielle Armutsrisiken erfasst, die diese Variablen nicht abdecken (vgl. auch Lohmann 2007: 198 f.). *Hypothese H2a* kann somit für beide Jahre eindeutig bestätigt werden. Auch atypische Beschäftigungsverhältnisse haben einen wichtigen Einfluss auf Armut in Erwerbstätigkeit. Für beide untersuchten Jahre zeigen sich signifikante Effekte, welche die aufgestellte *Hypothese H3a* bestätigten. Lediglich der in *Hypothese H4a* angenommene Zusammenhang zwischen Selbstständigkeit und Armut in Erwerbstätigkeit kann für beide Jahre nicht bestätigt werden. Die Effekte sind entweder nicht signifikant oder haben nicht die erwartete Richtung.

Abbildung 5: Ergebnisse Modell 2 (Querschnitt)

	Modell 2.1 (2003)				Modell 2.1 (2006)				Modell 2.2 (2003)				Modell 2.2 (2006)			
	b	Exp(b)	1/ Exp(b)	S.E.	b	Exp(b)	1/ Exp(b)	S.E.	b	Exp(b)	1/ Exp(b)	S.E.	b	Exp(b)	1/ Exp(b)	S.E.
<b>Niedriglohnbezug</b> Kein Niedriglohn (Ref.) Niedriglohn	1.480	4.392***		.065	1.833	6.253***		.064	1.549	4.705***		.073	1.806	6.084***		.071
<b>Erwerbsstatus</b> Vollzeit (Ref.) Teilzeit Geringfügig beschäftigt	1.064 .707	2.899*** 2.027***		.071 .103	1.006 1.041	2.734*** 2.833***		.086 .070	1.243 .919	3.465*** 2.507***		.086 .115	.989 1.001	2.689*** 2.721***		.083 .096
<b>Berufliche Stellung</b> Abh. Beschäftigte (Ref.) Soloselbständige Selbständige mit MA	-258 -1.045	.773(n.s.) .352***	1.294(n.s.) 2.841***	.147 .274	-.061 -.625	.941(n.s.) .535**	1.063(n.s.) 1.869(n.s.)	.120 .227	-.316 -.985	.729* .374***	1.372* 2.674***	.153 .279	.019 -.656	1.019(n.s.) .519**		1.927** .235
<b>Haushaltskontext</b> Ehepaar o. K. (Ref.) Single-HH Alleinerziehende Ehepaar m. K. Sonstige									.583	1.791***		.101	.904	2.471***		.099
									.231	1.259(n.s.)		.149	1.011	2.748***		.140
									-1.220	.295***	3.390***	.132	-.309	.734**	1.362**	.112
									-.408	.665(n.s.)	1.504(n.s.)	.210	.122	1.130(n.s.)		.194
<b>Anzahl der Kinder</b> Keine Kinder (Ref.) Ein Kind 2 oder mehr Kinder									.974	2.650***		.125	.613	1.847***		.109
									1.051	2.860***		.132	.893	2.442***		.114
<b>Bildung</b> 16<=18 Jahre (Ref.) 7<11Jahre 11-12 Jahre 13<15 Jahre									.971	2.640***		.132	.868	2.381***		.122
									.539	1.715***		.134	.680	1.974***		.120
									.645	1.907***		.143	.553	1.738***		.132
<b>Geschlecht</b> Männlich (Ref.) Weiblich									-.284	.753***	1.328***	.077	.102	1.108(n.s.)		.073
<b>Alter</b> 50-64 Jahre (Ref.) 17-24 Jahre 25-49 Jahre	-.050	.951(n.s.)	1.052(n.s.)	.141	-.376	.687**	1.456**	.125								
	.688	1.989***		.096	.158	1.171(n.s.)		.087								
<b>Staatsangehörigkeit</b> Deutsche (Ref.) Migranten	.752	2.122***		.107	.872	2.392***		.110								
<b>Region</b> West (Ref.) Ost	.353	1.423***		.087	.441	1.554***		.080								
<b>Konstante</b>	-3.002	.050***		.053	-3.015	.049***		.055	-4.242	.014***		.159	-4.345	.013***		.145
<b>Fallzahl N</b>	11507				11018				11507				11018			
<b>Gütemaße</b> -2-Log-Likelihood Cox&Snell-R <sup>2</sup> Nagelkerke-R <sup>2</sup> Chi-Quadrat df	6944.53 .076 .154 911.93*** 5				7353.68 .129 .233 1521.84*** 5				6431.10 .117 .235 1425.36*** 19				6922.23 .162 .294 1953.29*** 19			

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis des SOEP 2003 und 2006 (Stichproben A-H, gewichtet, missing bereinigt), Anmerkungen: Signifikanzniveaus:  $p < 0,001$ \*\*\*,  $p < 0,010$ \*\* ,  $p < 0,050$ \*, Ref.: Referenzkategorie, n.s. nicht signifikant, Abhängige Variable: Armut in Erwerbstätigkeit



### 5.2.3 Ergebnisse für 2003 und 2006 im Längsschnitt

In den folgenden Analysen werden die Ursachen von Armut in Erwerbstätigkeit für die Jahre 2003 und 2006 mit Panel-Daten untersucht. Auch hier wird wiederum auf die eingeschränkte Vergleichbarkeit der Effekt-Koeffizienten zwischen den Untersuchungszeitpunkten und die hier eingesetzte Methodik zum Größenvergleich (siehe die Erläuterung in Kap. 5.1.3) hingewiesen.

Die Ergebnisse für das Modell ohne Kontrollvariablen und das Gesamtmodell für beide Jahre werden in Abbildung 6 berichtet.<sup>12</sup>

Im Längsschnitt zeigt sich für das Jahr 2003 eine ca. 6,2-fach höhere Chance der Armut für Erwerbstätige mit Niedriglohn als für Erwerbstätige mit einem Lohn oberhalb der Niedriglohnschwelle. Die Ergebnisse für 2006 im Längsschnitt zeigen eine 6,7-fach höhere Chance, durch Niedriglohn arm in Erwerbstätigkeit zu werden, als ohne Niedriglohn. Hier ist eine leichte Zunahme der Effekt-Koeffizienten zwischen den Jahren sichtbar. Diese ist aber so gering, dass die Möglichkeit besteht, dass sie nicht durch kausale Effekte verursacht wird, sondern durch Differenzen in der Varianz der Residuen (vgl. Allison 1999: 187). Auch der Wald-Test zeigt keine signifikanten Unterschiede der Effekte zwischen den Untersuchungszeitpunkten. Somit kann *Hypothese H2b*, die von der Annahme ausgeht, dass es eine Verstärkung dieses Effektes zwischen 2003 und 2006 gegeben hat, nicht eindeutig bestätigt werden.

Wie auch schon im Querschnitt zeigt sich 2003 eine etwa 3,2-fach höhere Armutschance für Teilzeiterwerbstätige als für Vollzeitbeschäftigte. Etwas niedriger ist die Chance der Armut für geringfügig Beschäftigte. Diese liegt bei dem etwa 2,2-fachen im Vergleich zu Vollzeitbeschäftigten. Im Jahre 2006 zeigt sich für beide Erwerbsformen eine gleich große Armutschance (ca. 2,3-fach). Damit ist diese für Teilzeitbeschäftigte gegenüber 2003 leicht gesunken. Während Personen in Teilzeitbeschäftigung 2003 noch eine 3,2-fach höhere Chance hatten, arm in Erwerbstätigkeit zu sein, ist die Chance 2006 lediglich 2,3-fach so hoch. Der Wald-Test zeigt, dass diese Unterschiede signifikant sind. Die Armutschance ist also zwischen den Untersuchungszeitpunkten für Teilzeitbeschäftigte gegenüber Vollzeitbeschäftigten leicht gesunken. *Hypothese H3b*, die eine Verstärkung des Effektes annimmt, kann somit für Teilzeitbeschäftigte nicht bestätigt werden.

Für geringfügig Beschäftigte hat sich der Effekt zwischen den Beobachtungs-

---

<sup>12</sup> Die Modellgüte der Schätzung nach Nagelkerke-R<sup>2</sup> beträgt für 2003 0,258 und für 2006 0,291. Beide Werte sprechen damit für eine akzeptable bzw. gute Modellschätzung.

zeitpunkten nur sehr schwach verstärkt und ist somit nicht interpretierbar. Auch der Wald-Test hat keinen signifikanten Unterschied der Effekte im Längsschnitt gezeigt. *Hypothese H3b* lässt sich somit für geringfügig Beschäftigte nicht eindeutig bestätigen.

Bei Betrachtung der beruflichen Stellung zeigt sich ein ähnliches Bild wie bereits im Querschnitt. Abhängig Beschäftigte haben auch hier eine höhere Chance, arm zu sein, als Selbstständige mit Mitarbeitern. Diese erhöht sich sogar für abhängig Beschäftigte bis 2006. Demnach haben 2006 abhängig Beschäftigte eine nahezu 4-fach höhere Chance der Armut in Erwerbstätigkeit als Selbstständige mit Mitarbeitern. Noch 2003 war diese nur ca. 2,6-fach so hoch. Der Wald-Test zeigt jedoch keinen signifikanten Unterschied zwischen den Jahren. *Hypothese H4b* lässt sich damit nicht eindeutig bestätigen.

Ziel des Längsschnittvergleichs war es, mögliche Veränderungen in den Ursachen von Armut in Erwerbstätigkeit zwischen 2003 und 2006 sichtbar zu machen. Die geschätzten Effekt-Koeffizienten zeigen dabei zwar größtenteils in die erwarteten Richtungen, dennoch konnten keine gravierenden Veränderungen in der Effektstärke zwischen den Untersuchungszeitpunkten ermittelt werden. Lediglich für Teilzeitbeschäftigte ergab der Wald-Test einen signifikanten Unterschied der Effekte von 2003 und 2006. Allerdings sinkt für diese Gruppe die Chance der Armut in Erwerbstätigkeit zwischen den Untersuchungszeitpunkten. *Hypothese H3b* kann somit für Teilzeitbeschäftigte nicht bestätigt werden. Alle anderen Ergebnisse weisen keine signifikanten Unterschiede zwischen den Untersuchungszeitpunkten auf. Die entsprechenden Hypothesen können deshalb nicht bestätigt werden

Abbildung 6: Ergebnisse Modell 2 (Längsschnitt)

	Modell 2.1 (2003)				Modell 2.1 (2006)				Modell 2.2 (2003)				Modell 2.2 (2006)				Wald-Test
	b	Exp(b)	1/ Exp(b)	S.E.	b	Exp(b)	1/ Exp(b)	S.E.	b	Exp(b)	1/ Exp(b)	S.E.	b	Exp(b)	1/ Exp(b)	S.E.	
<b>Niedriglohnbezug</b> Kein Niedriglohn (Ref.) Niedriglohn	1.833	6.253***		.081	1.972	7.182***		.079	1.817	6.154***		.090	1.903	6.704***		.089	0.005(n.s.)
<b>Erwerbsstatus</b> Vollzeit (Ref.) Teilzeit Geringfügig beschäftigt	.905 .695	2.471*** 2.004***		.089 .129	.837 .820	2.309*** 2.271***		.086 .119	1.154 .789	3.170*** 2.201***		.107 .144	.817 .829	2.264*** 2.290***		.103 .133	5.149* 0.042(n.s.)
<b>Berufliche Stellung</b> Abh. Beschäftigte (Ref.) Soloselbstständige Selbstständige mit MA	-.261 -1.080	.771(n.s.) .340 **	1.297(n.s.) 2.941**	.185 .350	-.287 -1.371	.751(n.s.) .254***	1.332(n.s.) 3.937***	.161 .348	-.175 -.938	.840(n.s.) .391**	2.557**	.189 .357	-.115 -1.364	.891(n.s.) .256***	1.122(n.s.) 3.906***	.164 .360	0.057(n.s.) 0.706(n.s.)
<b>Haushaltskontext</b> Ehepaar o. K. (Ref.) Single-HH Alleinerziehende Ehepaar m. K. Sonstige	[Hatched Area]								.410	1.507**		.121	.495	1.640***		.122	
									.206	1.229(n.s.)		.187	1.192	3.295***		.171	
									-1.286	.276***	3.623***	.155	-.423	.655**	1.527**	.131	
									-.614	.541*	1.848*	.255	.546	1.727*		.217	
<b>Anzahl der Kinder</b> Keine Kinder (Ref.) Ein Kind 2 oder mehr Kinder	[Hatched Area]								.802	2.231***		.152	.636	1.888***		.133	
									.931	2.538***		.162	.743	2.103***		.145	
<b>Bildung</b> 16<=18 Jahre (Ref.) 7<11Jahre 11-12 Jahre 13<15 Jahre	[Hatched Area]								.714	2.042***		.168	.995	2.704***		.157	
									.497	1.614**		.157	.576	1.780***		.157	
									.309	1.363(n.s.)		.174	.610	1.840***		.172	
<b>Geschlecht</b> Männlich (Ref.) Weiblich	[Hatched Area]								-.141	.869(n.s.)	1.151(n.s.)	.094	.039	1.040(n.s.)		.092	
<b>Alter</b> 50-64 Jahre (Ref.) 17-24 Jahre 25-49 Jahre	[Hatched Area]								.136	1.146(n.s.)		.168	-.127	.881(n.s.)	1.135(n.s.)	.207	
									.260	1.297*		.117	.179	1.196(n.s.)		.099	
<b>Staatsangehörigkeit</b> Deutsche (Ref.) Migranten	[Hatched Area]								1.116	3.052***		.133	1.073	2.923***		.131	
<b>Region</b> West (Ref.) Ost	[Hatched Area]								.277	1.319		.108	.372	1.450***		.104	
<b>Konstante</b>	-3.100	.045***		.066	-3.000	.050***		.064	-3.808	.022***		.187	-4.238	.014***		.178	
<b>Fallzahl N</b>	7743				7743				7743				7743				
<b>Gütemaße</b> -2-Log-Likelihood Cox&Snell-R <sup>2</sup> Nagelkerke-R <sup>2</sup> Chi-Quadrat df	4510.88 .097 .196 789.88*** 5				4798.56 .122 .232 1009.36*** 5				4242.62 .128 .258 1058.13*** 19				4517.11 .154 .291 1290.82*** 19				

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis des SOEP 2003 und 2006 (Stichproben A-H, gewichtet, missing bereinigt), Anmerkungen: Signifikanzniveaus:  $p < 0,001$ \*\*\*,  $p < 0,010$ \*\* ,  $p < 0,050$ \*, Ref.: Referenzkategorie, n.s.: nicht signifikant, Abhängige Variable: Armut in Erwerbstätigkeit

## 6 Fazit

Insgesamt zeigen die hier vorgelegten Untersuchungsergebnisse, dass Armut in Erwerbstätigkeit auch in Deutschland eine ernstzunehmende Erscheinung mit multidimensionalen Ursachen ist.

Es konnte eine höhere Chance der Armut für atypisch Beschäftigte im Vergleich zu Vollzeitbeschäftigten nachgewiesen werden. Gezeigt wurde, dass neben Nichterwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit auch Erwerbstätigkeit, insbesondere atypische Beschäftigung, eine Ursache von Armut sein kann, und dass Arbeit und Armut keine sich ausschließenden Lebenslagen sind.

Ebenfalls wurde deutlich gemacht, dass atypische Beschäftigungsverhältnisse die Chance der Armut in Erwerbstätigkeit erhöhen. Niedriglohn ist, wie auch in der bisherigen Forschung gezeigt, die wichtigste Ursache von Armut in Erwerbstätigkeit. Bemerkenswert ist der Nachweis des Einflusses von Niedriglohn vor allem vor dem Hintergrund, dass zahlreiche Niedriglohnursachen (z. B. Alter, Bildung, Geschlecht, Erwerbsstatus) als Kontrollvariablen im Modell kontrolliert wurden. Mit Niedriglohn müssen also gesonderte Armutsrisiken einhergehen, die durch die anderen Variablen nicht erfasst werden können (vgl. auch Lohmann 2007: 198f).

Die Annahme, dass auch Selbstständigkeit mit Armut in Erwerbstätigkeit einhergeht, konnte hingegen in dieser Arbeit nicht bestätigt werden.

Die Analysen im Längsschnitt zeigen eine Verstärkung der Armutschance für geringfügig Beschäftigte zwischen 2003 und 2006. Bei Betrachtung der Panelanalysen schwächt sich für Teilzeitbeschäftigte jedoch die Chance der Armut in Erwerbstätigkeit zwischen 2003 und 2006 ab.

## 7 Literatur

- ALLISON, PAUL D.** (1999): Comparing Logit and Probit Coefficients Across Groups. In: *Sociological methods and research*, Jg. 28, H. 2, S. 186–208.
- ANDREß, HANS-JÜRGEN** (1999): *Leben in Armut. Analysen der Verhaltensweisen armer Haushalte mit Umfragedaten.* Opladen: Westdt. Verl.
- ANDREß, HANS-JÜRGEN; LOHMANN, HENNING** (2008): Introduction: the working poor in Europe. In: Andreß, Hans-Jürgen; Lohmann, Henning (2008): *The working poor in Europe. Employment, poverty and globalization.* Cheltenham: Edward Elgar.
- ANDREß, HANS-JÜRGEN; SEECK, TILL** (2007): Ist das Normalarbeitsverhältnis noch armutsvermeidend? Erwerbstätigkeit in Zeiten deregulierter Arbeitsmärkte und des Umbaus sozialer Sicherungssysteme. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, Jg. 59, H. 3, S. 459–492.
- AUST, ANDREAS; MIRSCHEL, VERONIKA** (2007): FreiberuflerInnen und (Schein-)Selbständige - fair oder prekär? In: Pape, Klaus; Aust, Andreas (2007): *Arbeiten ohne Netz. Prekäre Arbeit und ihre Auswirkungen.* Hannover: Offizin-Verl. (Schriften der Kooperationsstelle Hochschulen und Gewerkschaften Hannover-Hildesheim, S. 93–112).
- BUCH, HOLGER; RÜHMANN, PETER** (1998): Atypical Work as a Form of Low-Wage-Employment in the German Labour Market. In: Bazen, Stephen; Gregory, Mary B; Salverda, Wiemer (1998): *Low-wage employment in Europe.* Cheltenham, UK: Elgar, S. 111–126.
- COHEN, JACOB; COHEN, PATRICIA; WEST, STEPHEN G.; AIKEN, LEONA S.** (2003): *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences.* 3. ed. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- DOWIDEIT, MARTIN** (2009): Arbeit schützt nicht immer vor Armut. In: *Stuttgarter Zeitung*, 20.8.2009, S.11.
- EINECKE, HELGA; HAAS, SYBILLE** (2009): Immer weniger Bürger können von ihrer Arbeit leben. In: *Süddeutsche Zeitung*, 20.8.2009, S. 1.
- FRANKFURTER ALLGEMEINE ZEITUNG (O.V.)** (2009): Jeder vierte Minijobber ist von Armut betroffen. In: *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, 20.8.2009, S. 11.
- FRICK, JOACHIM R.** (2006): A general Introduction to the German Sozio-Economic Panel Study (SOEP). Design-Contents and Data Structure (Waves A-V, 1984-2005). DIW Berlin. Online verfügbar unter [http://www.diw-berlin.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw\\_01.c.43529.de/soep\\_overview.pdf](http://www.diw-berlin.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw_01.c.43529.de/soep_overview.pdf), zuletzt geprüft am 2.11.09.
- FRICK, JOACHIM R.; GRABKA, MARKUS M.** (2000): Personelle Einkommensverteilung und der Einfluß von Imputed Rent. In: *DIW Discussion Papers*, H. 225. Online verfügbar unter <http://www.diw.de/sixcms/detail.php/38596>, zuletzt geprüft am 2.11.09.
- FRITZSCHE, BERND; HAIKEN-DENEW, JOHN P.** (2004): *Lebensstandarddefizite bei erwerbstätigen Haushalten ("Working Poor").* Forschungsprojekt des Bundesministeriums für Gesundheit und Soziale Sicherung. Online verfügbar unter <http://www.bmas.de/coremedia/generator/954/property=pdf/lebensstandarddefizite.pdf>, zuletzt geprüft am 19.6.2009.
- FROMM, SABINE** (2005): *Binäre logistische Regressionsanalyse Eine Einführung für Sozialwissenschaftler mit SPSS für Windows.* Universität Bamberg. (Bamberger Beiträge zur empirischen Sozialforschung, 11). Online verfügbar unter [http://www.unibamberg.de/fileadmin/uni/fakultaeten/sowi\\_lehrstuehle/empirische\\_sozialforschung/pdf/bambergerbeitraege/Log-Reg-BBES.pdf](http://www.unibamberg.de/fileadmin/uni/fakultaeten/sowi_lehrstuehle/empirische_sozialforschung/pdf/bambergerbeitraege/Log-Reg-BBES.pdf), zuletzt geprüft am 2.11.09.
- GIEBELMANN, MARCO** (2009): Arbeitsmarktpolitischer Wandel in Deutschland seit 1991 und das Working Poor-Problem: Einsteiger als Verlierer des Reformprozesses? In: *Zeitschrift für Soziologie*, Jg. 38, H. 3, S. 215–238.
- GIEBELMANN, MARCO; LOHMANN, HENNING** (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, Hans-Jürgen; Lohmann, Henning (2008): *The working poor in Europe. Employment, poverty and globalization.* Cheltenham: Edward Elgar.
- GRABKA, MARKUS M.** (2008): *Codebook for the \$PEQUIV File 1984- 2007. CNEF Variables with the Extended Income Information for the SOEP.* DIW Berlin. Berlin (Data Documentation), Nr. 34. Online verfügbar unter [http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw\\_01.c.87024.de/diw\\_datadoc\\_2008-034.pdf](http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.87024.de/diw_datadoc_2008-034.pdf), zuletzt geprüft am 2.11.09.
- GROH-SAMBERG, OLAF** (2009): *Armut, soziale Ausgrenzung und Klassenstruktur : Zur Integration multidimensionaler und längsschnittlicher Perspektiven.* Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften
- HAIKEN-DENEW, JOHN P.; FRICK, JOACHIM R.** (2005): *DTC Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel (SOEP).* DIW Berlin. Online verfügbar unter [http://www.diw-berlin.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw\\_01.c.38951.de/dtc.409713.pdf](http://www.diw-berlin.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw_01.c.38951.de/dtc.409713.pdf), zuletzt geprüft am 2.11.09.
- HANESCH, WALTER; KRAUSE, PETER; BÄCKER, GERHARD; MASCHKE, MICHAEL** (2000): *Armut und Ungleichheit in Deutschland. Der neue Armutsbericht der Hans-Böckler-Stiftung, des DGB und des Paritätischen Wohlfahrtsverbands.* Orig.-Ausg. Reinbek bei Hamburg: Rowohlt-Taschenbuch-Verl.
- HOFFMEYER-ZLOTNIK, JÜRGEN H. P.; WARNER, UWE** (2007): How to survey education for cross-national comparisons: The Hoffmeyer-Zlotnik/ Warner Matrix of Education. In: *Metodoloski zvezki*, Jg. 4, H. 2, S. 117–148.
- HRADIL, STEFAN** (2006): *Die Sozialstruktur Deutschlands im internationalen Vergleich.* 2. Aufl. Wiesbaden: VS Verl. für Sozialwissenschaften
- KALINA, THORSTEN; WEINKOPF, CLAUDIA** (2008): Konzentriert sich steigende Niedriglohnbeschäftigung in Deutschland auf atypisch Beschäftigte? In: *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung (ZAF)*, Jg. 41, H. 4. Online verfügbar unter [http://doku.iab.de/zaf/2008/2008\\_4\\_zaf\\_Kalina\\_Weinkopf.pdf](http://doku.iab.de/zaf/2008/2008_4_zaf_Kalina_Weinkopf.pdf), zuletzt geprüft am 2.11.09.

- KALINA, THORSTEN; WEINKOPF, CLAUDIA** (2009): Niedriglohnbeschäftigung 2007 weiter gestiegen- zunehmende Bedeutung von Niedrigstlöhnen. In: IAQ Report, H. 5. Online verfügbar unter <http://www.iaq.uni-due.de/iaq-report/2009/report2009-05.pdf>, zuletzt geprüft am 2.11.09.
- LIAO, TIM FUTING** (2004): Comparing Social Groups: Wald Statistics for Testing Equality Among Multiple Logit Models. In: International Journal of Comparative Sociology, Nr. 45, 3.
- LOHMANN, HENNING** (2007): Armut von Erwerbstätigen in europäischen Wohlfahrtsstaaten. Niedriglöhne, staatliche Transfers und die Rolle der Familie. Wiesbaden: VS Verl. für Sozialwissenschaften
- PENA-CASAS, RAMON; LATTA, MIA** (2004): Working Poor in the European Union. Hrsg: European Foundation for The improvement of Living and Working conditions. Online verfügbar unter <http://www.eurofound.europa.eu/pubdoc/2004/67/en/1/ef0467en.pdf>, zuletzt geprüft am 2.11.2009.
- SCHÄFER, CLAUS** (1996): Armut trotz Arbeit: "Ungerechte" Niedriglöhne in Deutschland und Europa. In: Pohl, Gerd; Schäfer, Claus (1996): Niedriglöhne. Die unbekannte Realität Armut trotz Arbeit; empirische Bestandsaufnahme und politische Lösungsvorschläge. Hamburg: VSA-Verl.
- STRENGMANN-KUHN, WOLFGANG** (1997): Erwerbs- und Arbeitsmarkteteiligung der Armutspopulation in der Bundesrepublik Deutschland. In: Becker, Irene; Hauser, Richard (1997): Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfüntel-Gesellschaft? Frankfurt: Campus Verl.
- STRENGMANN-KUHN, WOLFGANG** (2003): Armut trotz Erwerbstätigkeit. Analysen und sozialpolitische Konsequenzen. Frankfurt/Main: Campus-Verl. (Schriftenreihe der Hans- und Traute-Matthöfer-Stiftung "Frankfurter Beiträge zu Wirtschafts- und Sozialwissenschaften", 8).
- URBAN, DIETER** (1993): Logit-Analyse. Statistische Verfahren zur Analyse von Modellen mit qualitativen Response-Variablen; 21 Tabellen. Stuttgart: Fischer.
- URBAN, DIETER; MAYERL, JOCHEN** (2008): Regressionsanalyse. Theorie Technik und Anwendung. 3., überarb. u. erw. Aufl. Wiesbaden: VS Verl. für Sozialwissenschaften

## 8 Anhang

### Klassifizierung ‚Ausbildung in Jahren‘:

- 7 bis 11 Jahre Ausbildung: Basisschulbildung mit erstem Schulabschluss (primary section and lower secondary section),
- 11 bis 12 Jahre Ausbildung: Höhere Schulbildung und erste Berufsabschlüsse (lower secondary section),
- 13 bis 15 Jahre Ausbildung: Hochschulreife und weitere Berufsabschlüsse (upper secondary section),
- 16 bis 18 Jahre Ausbildung: Hochschulabschlüsse (tertiary section)

(vgl. Fritzsche/Haisken-DeNew 2004: 62 und Hoffmeyer-Zlotnik/Warner 2007: 118f, Anmerkung: Es werden nur diejenigen berücksichtigt, die einen gültigen Wert haben, also eine Angabe zwischen 7 und 18 Jahren der Ausbildung machten).

### Klassifizierung ‚Alter‘:

- 17- 24 Jahre: Junge Menschen in Ausbildung oder am Beginn des Berufslebens mit vergleichsweise geringem Einkommen,
- 25- 49 Jahre: Erwerbsbevölkerung mit nach Alter steigendem Einkommen,
- 50- 64 Jahre: Ältere Erwerbstätige mit hohem Erwerbseinkommen,
- 65 und mehr Jahre: Gerade noch Erwerbstätige (65 Jahre) oder Menschen mit Renten- oder Pensionsanspruch und vergleichsweise niedrigem Einkommen

(vgl. Fritzsche/Haisken-DeNew 2004: 49).

**SISS: Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart  
bisher sind erschienen:**

- No. 1/1994 "Vertrauen" - soziologisch betrachtet. Ein Beitrag zur Analyse binärer Interaktionssysteme.  
Peter Antfang, Dieter Urban
- No. 2/1994 Report on the German Machine Tool Industry.  
Frank C. Englmann, Christian Heyd, Daniel Köstler, Peter Paustian  
with the assistance of Susanne Baur and Peter Bergmann
- No. 3/1994 Neue württembergische Rechtstatsachen zum Unternehmens- und Gesellschaftsrecht.  
Udo Kornblum
- No. 4/1994 Rechtstatsachen zum Unternehmens- und Gesellschaftsrecht aus den neuen Bundesländern.  
Udo Kornblum
- No. 1/1995 Die Bedeutung Neuronaler Netze in der Ökonomie.  
Hermann Schnabl
- No. 2/1995 Regionale Strukturprobleme.  
Sammelband der Beiträge zum Symposium vom 13. und 14. Oktober 1994.  
Frank C. Englmann (Hrsg.)
- No. 3/1995 Latent Attitude Structures Directing the Perception of New Technologies.  
An Application of SEM-Methodology to the Construction of Attitude  
Measurement Models Related to Technologies of Prenatal Genetic  
Engineering and Testing.  
Dieter Urban
- No. 4/1995 Handbuch zur empirischen Erhebung von Einstellungen/Kognitionen zur Bio- und Gentechnologie (inklusive Diskette)  
(zweite, überarbeitete und erweiterte Auflage)  
Uwe Pfenning, Dieter Urban, Volker Weiss
- No. 5/1995 Social Indicators in a Nonmetropolitan County: Testing the Representativeness of a  
Regional Nonrandom Survey in Eastern Germany.  
Dieter Urban, Joachim Singelmann
- No. 1/1996 Jugend und Politik im Transformationsprozeß. Eine Fallstudie zur Stabilität  
und Veränderung von politischen Einstellungen bei ostdeutschen  
Jugendlichen zwischen 1992 und 1995.  
Dieter Urban, Joachim Singelmann, Helmut Schröder
- No. 2/1996 Einstellungsmessung oder Einstellungsgenerierung? Die Bedeutung der  
informationellen Basis bei Befragten für die empirische Rekonstruktion von  
Einstellungen zu gentechnischen Anwendungen.  
Martin Slaby
- No. 1/1997 Gentechnik: „Fluch oder Segen“ versus „Fluch und Segen“.  
Bilanzierende und differenzierende Bewertungen der Gentechnik in der  
öffentlichen Meinung.  
Dieter Urban und Uwe Pfenning

(Fortsetzung ...)

**SISS: Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart  
bisher sind erschienen (Fortsetzung):**

- No. 2/1997 Die soziale Vererbung von Ausländer“feindlichkeit“. Eine empirische Längsschnittanalyse der intra- und intergenerativen Transmission von sozialen Einstellungen.  
Dieter Urban und Joachim Singelmann
- No. 3/1997 Politische Sozialisation im Transformationsprozeß: Die Entwicklung demokratiebezogener Einstellungen von ostdeutschen Jugendlichen und deren Eltern zwischen 1992 und 1996.  
Barbara Schmidt, Dieter Urban, Joachim Singelmann
- No. 1/1998 Bewertende Einstellungen zur Gentechnik: ihre Form, ihre Inhalte und ihre Dynamik. Kurzbericht zu Ergebnissen des Forschungsprojektes „Einstellungen zur Gentechnik“.  
Dieter Urban, Uwe Pfenning, Joachim Allhoff
- No. 2/1998 Technikeinstellungen: gibt es die überhaupt? Ergebnisse einer Längsschnittanalyse von Bewertungen der Gentechnik.  
Dieter Urban
- No. 3/1998 Zur Interaktion zwischen Befragten und Erhebungsinstrument. Eine Untersuchung zur Konstanz des Meinungsurteils von Befragten im Interviewverlauf.  
Martin Slaby
- No. 1/1999 Role Models and Trust in Socio-Political Institutions: A Case Study in Eastern Germany, 1992-96.  
Joachim Singelmann, Toby A. Ten Ayck, Dieter Urban
- No. 1/2000 Die Zufriedenheit von Stuttgarter Studierenden mit ihrer Lebens- und Wohnsituation. Erste deskriptive Ergebnisse einer sozialwissenschaftlichen Studie zu allgemeinen und bereichsspezifischen Zufriedenheiten der Studierenden des Campus Vaihingen und des Campus Hohenheim.  
Projektgruppe Campus: Slaby, M.; Grund, R.; Mayerl, J.; Noak, T.; Payk, B.; Sellke, P.; Urban, D.; Zudrell, I.
- No. 2/2000 Längsschnittanalysen mit latenten Wachstumskurvenmodellen in der politischen Sozialisationsforschung.  
Dieter Urban
- No. 1/2001 Unser „wir“ - ein systemtheoretisches Modell von Gruppenidentitäten.  
Jan A. Fuhse
- No. 2/2001 Differentielle Technikakzeptanz, oder: Nicht immer führt die Ablehnung einer Technik auch zur Ablehnung ihrer Anwendungen.  
Eine nutzentheoretische und modell-statistische Analyse.  
Martin Slaby, Dieter Urban
- No. 3/2001 Religiosität und Profession. Longitudinale Analysen zur Entwicklung des religiösen Selbstbildes bei Erzieherinnen.  
Heiko Lindhorst
- No. 4/2001 Ist Glück ein affektiver Sozialindikator subjektiven Wohlbefindens? Dimensionen des subjektiven Wohlbefindens und die Differenz zwischen Glück und Zufriedenheit.  
Jochen Mayerl

(Fortsetzung ...)



**SISS: Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart  
bisher sind erschienen (Fortsetzung):**

- No. 1/2002 Risikoakzeptanz als individuelle Entscheidung. Zur Integration der Risikoanalyse in die nutzentheoretische Entscheidungs- und Einstellungsforschung.  
Martin Slaby, Dieter Urban
- No. 2/2002 Vertrauen und Risikoakzeptanz. Zur Relevanz von Vertrauen bei der Bewertung neuer Technologien.  
Martin Slaby, Dieter Urban
- No. 3/2002 Probleme bei der Messung individueller Veränderungsraten. 13 empirisch und methodisch induzierte Effekte, die es schwierig machen, Veränderungen von generalisierten Bewertungen zu ermitteln.  
Dieter Urban
- No. 1/2003 Systeme, Netzwerke, Identitäten. Die Konstitution sozialer Grenzziehungen am Beispiel amerikanischer Straßengangs.  
Jan A. Fuhse
- No. 2/2003 Können Nonattitudes durch die Messung von Antwortreaktionszeiten ermittelt werden? Eine empirische Analyse computergestützter Telefoninterviews.  
Jochen Mayerl
- No. 1/2004 Erhöht ein Opfer-Täter-Zyklus das Risiko, Sexualstraftaten als pädosexuelle Straftaten zu begehen? Ergebnisse einer ereignisanalytischen Pilotstudie  
Dieter Urban, Heiko Lindhorst
- No. 1/2005 Persönliche Netzwerke in der Systemtheorie  
Jan A. Fuhse
- No. 2/2005 Analyzing cognitive processes in CATI-Surveys with response latencies: An empirical evaluation of the consequences of using different baseline speed measures.  
Jochen Mayerl, Piet Sellke, Dieter Urban
- No. 1/2006 Ist Bildung gleich Bildung? Der Einfluss von Schulbildung auf ausländerablehnende Einstellungen in verschiedenen Alterskohorten.  
Klaus Hadwiger
- No. 2/2006 Zur soziologischen Erklärung individuellen Geldspendens. Eine Anwendung und Erweiterung der Theory of Reasoned Action unter Verwendung von Antwortlatenzzeiten in einem Mediator-Moderator-Design.  
Jochen Mayerl
- No. 1/2007 Antwortlatenzzeiten in TRA-Modellen. Zur statistischen Erklärung von (Geld-)Spendenverhalten.  
Dieter Urban, Jochen Mayerl
- No. 1/2008 Berufseintritt und Berufssituation von Soziologieabsolventen der Universität Stuttgart. Deskriptive Ergebnisse einer Absolventenbefragung aus dem Jahr 2007.  
Jochen Mayerl, Dieter Urban
- No. 1/2010 Der Bystander-Effekt in alltäglichen Hilfsituationen: Ein nicht-reaktives Feldexperiment.  
Katrin Alle, Jochen Mayerl
- No. 2/2010 Das Working-Poor-Problem in Deutschland. Empirische Analysen zu den Ursachen von Armut trotz Erwerbstätigkeit.  
Leonie Hellmuth, Dieter Urban