

Brehmer, Wolfram; Seifert, Hartmut

**Article**

## Sind atypische Beschäftigungsverhältnisse prekär? Eine empirische Analyse sozialer Risiken

Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research

**Provided in Cooperation with:**

Institute for Employment Research (IAB)

*Suggested Citation:* Brehmer, Wolfram; Seifert, Hartmut (2008) : Sind atypische Beschäftigungsverhältnisse prekär? Eine empirische Analyse sozialer Risiken, Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research, ISSN 2510-5027, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), Nürnberg, Vol. 41, Iss. 4, pp. 501-531

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/158692>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

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

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

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

**Terms of use:**

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

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

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

# Sind atypische Beschäftigungsverhältnisse prekär? Eine empirische Analyse sozialer Risiken\*

*Wolfram Brehmer und Hartmut Seifert\*\**

Der Beitrag untersucht, inwieweit Formen atypischer Beschäftigung größeren sozialen Risiken ausgesetzt sind als Normalarbeitsverhältnisse. Die empirische Analyse, basierend auf Daten des Sozio-ökonomischen Panels, stellt Leiharbeit, befristete und geringfügige Beschäftigungsverhältnisse sowie Teilzeitarbeit unbefristeter Vollzeitbeschäftigung gegenüber. Kriterien für soziale Risiken bzw. Prekarität bilden Löhne, die Teilnahme an betrieblicher Weiterbildung und Beschäftigungsstabilität. Die Panelregressionen bestätigten die Vermutung, dass atypisch Beschäftigte höheren sozialen Risiken als vergleichbare Beschäftigte mit Normalarbeitsverhältnissen ausgesetzt sind. Die deutlichsten Benachteiligungen bestehen einheitlich für alle Formen atypischer Beschäftigung beim Lohn. Ein größeres Stabilitätsrisiko zeigt sich dagegen nur bei befristet Beschäftigten und Leiharbeitnehmern. Die Schätzergebnisse lassen ferner erkennen, dass der Zugang zur beruflichen Weiterbildung nicht unabhängig von der Dauer der Arbeitszeit ist. Teilzeitbeschäftigte und geringfügig Beschäftigte haben geringere Chancen auf Teilnahme an beruflicher Weiterbildung als Beschäftigte im Normalarbeitsverhältnis. Die Befunde bedeuten aber nicht, dass die Mehrheit atypischer Beschäftigungsverhältnisse nach den hier analysierten Merkmalen als prekär bezeichnet werden kann.

\* Der Beitrag wurde im Februar 2009 zur Publikation freigegeben.

\*\* Wir danken den Teilnehmern des IWH/IAB-Workshops „Atypische Beschäftigung und Niedrigeinkommen“, zwei anonymen Gutachtern sowie den Betreuern dieses Schwerpunktheftes für hilfreiche Kommentare und Anregungen.

## **Gliederung**

- 1 Problemstellung
- 2 Definitive Eingrenzung
  - 2.1 Atypische Beschäftigung
  - 2.2 Prekarität
- 3 Empirische Analyse
  - 3.1 Schätzmethode und Daten
  - 3.2 Deskriptive Auswertung
  - 3.3 Multivariate Analyse
- 4 Zusammenfassung und Fazit

Literatur

Anhang

## 1 Problemstellung

Atypische Beschäftigungsformen gewinnen an Bedeutung. Mehr als ein Drittel aller Beschäftigten arbeitet entweder befristet, mit einem Teilzeitvertrag, geringfügig oder als Leiharbeiter. An dieser Expansion hat sich eine Debatte über qualitative Aspekte atypischer Beschäftigungsformen entzündet.<sup>1</sup> Sie werden als prekär und als inferior im Vergleich zu Normalarbeitsverhältnissen eingestuft (OECD 2002; OECD 2006; Gleason 2006). Zuweilen verschwimmen die Grenzlinien zwischen atypisch und prekär in synonyme Gleichsetzung. Diese Unklarheiten haben damit zu tun, dass der Prekariätsbegriff schillernd ist, unterschiedlich ausgelegt und operationalisiert wird (Dörre 2005; Keller/Seifert 2007). Analysen, die Beschäftigungsverhältnisse nach objektivierbaren Kriterien untersuchen, kommen zu anderen Ergebnissen als solche, die sich primär auf normative Sicherheitserwartungen stützen und „gefühlte Prekarität“ analysieren. Während der erste Ansatz Prekarität eher in unterprivilegierten Arbeitsmarktlagen verortet, ist gefühlte Prekarität eher in Mittelklasselagen anzutreffen (Kraemer 2008).

In der vorliegenden Studie bleiben Fragen der „gefühlten Prekarität“ unbeachtet. Thematisiert werden vielmehr Fragen der sozialen Sicherheit bzw. der Prekarität anhand der Kriterien Lohn, Beschäftigungsstabilität und der Teilnahme an beruflicher Weiterbildung. Empirische Studien, die diesen Zusammenhängen nachgehen, beziehen sich überwiegend auf einzelne Formen atypischer Beschäftigung und analysieren Prekarität meist nur anhand eines Kriteriums, vorrangig des Lohns. Lohnschätzungen verweisen auf geringere Lohnniveaus gegenüber dem Normalarbeitsverhältnis. Die Lohnabschläge differieren je nach Beschäftigungsform. Besonders hoch fallen sie für geringfügig Beschäftigte aus (Anger/Schmidt 2008), deutlich geringer für Teilzeitbeschäftigte (Wolf 2003). Ähnliche Ergebnisse zeigen sich auch international (ebenda 2003; Maning/Petrongolo 2005). Auf die Beschäftigungsform zurückgehende Lohnunterschiede werden ebenfalls für Leiharbeiter (Jahn/Rudolph 2002; Ammermüller et al. 2003; Nienhüser/Matiaske 2003; Kvasnicka/Werwatz 2006; Wiedemuth/Dombre 2008; Seifert/Brehmer 2008) und befristete Beschäftigungsverhältnisse (Hagen 2002; Mertens/McGinnity 2005; Giesecke/Gross 2007) festgestellt. Zu einem abweichenden Ergebnis kommen Henneberger et al. (2004) für die

Schweiz, die lediglich für befristet beschäftigte Frauen Lohnunterschiede ausmachen und diese auf die unbeobachtbare Heterogenität zwischen denselben zurückführen.

Weniger eindeutig sind Analysen zur Teilnahme atypischer Beschäftigter an beruflicher Weiterbildung. Für befristete Beschäftigung, Teilzeit sowie geringfügige Beschäftigung zeigen Baltes/Hense (2006) geringere Zugangswahrscheinlichkeiten an formaler beruflicher Weiterbildung im Vergleich zu Normalarbeitsverhältnissen. Diese auf Mikrozensusdaten basierenden Befunde hatten auch Büschel/Pannenberg (2004) mit SOEP-Daten für Teilzeitarbeit aufgezeigt. Diese Analyse differenziert allerdings geringfügig Beschäftigte nicht von sonstigen Teilzeitbeschäftigten. Analysen zur Weiterbildungsbeziehung befristet Beschäftigter weisen ein differenzierteres Bild auf. Eine geringere Weiterbildungsbeziehung beobachten Wilkens/Leber (2003) und Baltes/Hense (2006), während Reinowski/Sauermann für die Teilgruppe der gering Qualifizierten unter den befristet Beschäftigten zu unterschiedlichen Ergebnissen je nach verwendeter Datenquelle (SOEP/Mikrozensus) und Finanzierungsmodus (arbeitgeber- oder beschäftigtenfinanziert) kommen (Reinowski/Sauermann 2007; 2008). Ein eingeschränkter Zugang zu Weiterbildung wird auch bei Leiharbeiter beobachtet (Seidel/Münchhausen 2007; Bolder et al. 2005). Hinweise hierfür liefert ferner die WSI-Betriebsrätebefragung 2008, die jedoch auf einer Betriebs- und nicht auf einer Individualbefragung basiert und nicht erlaubt, Individualmerkmale zu kontrollieren (Seifert/Brehmer 2008).

Auch im Hinblick auf Beschäftigungsstabilität zeigt die Beschäftigungsform Auswirkung. Vergleichsweise hohe Beschäftigungsinstabilität kennzeichnet Leiharbeiter (Antoni/Jahn 2006; Kvasnicka/Werwatz 2006; Kvasnicka 2008; Bellmann/Kühl 2008; Brenke 2008). Bei befristeten Beschäftigungsverhältnissen wird ebenfalls höhere Volatilität beobachtet (Boockmann/Hagen 2006; Brzinsky-Fay et al. 2007; Giesecke/Gross 2007). Zu berücksichtigen ist dabei, dass befristete Beschäftigung, und mit Abstrichen auch Leiharbeiter, eine gewisse Brückenfunktion in Normalarbeit ausüben.

Unterschiedliche methodische Vorgehensweisen und unterschiedliche Datensätze erschweren Vergleiche zwischen den Formen atypischer Beschäftigung. Aussagen über die Gesamtkategorie dieser Beschäftigung sind nur bedingt möglich. Demgegenüber nimmt der nachfolgende Beitrag die wichtigsten Varianten der nicht dem Normalarbeitsverhältnis entsprechenden Beschäftigung insgesamt in den Blick, um so vergleichende Aussagen zu ermöglichen.

<sup>1</sup> Neuere theoretische Erklärungsansätze für die Ausweitung atypischer Beschäftigung finden sich bei Nienhüser 2007, Sesselmeier 2007 und Neubäumer/Tretter 2008.

Außerdem überprüft er die Frage der sozialen Risiken nicht lediglich anhand eines Kriteriums, sondern anhand der Kriterien Lohn, Beschäftigungsstabilität und beruflicher Weiterbildung.

Im Mittelpunkt der empirischen Analyse steht die Frage, welche Form atypischer Beschäftigung aufgrund der genannten Kriterien Prekaritätsrisiken aufweist. Als Referenzgröße der Analyse dienen Normalarbeitsverhältnisse. Ihnen werden atypische Beschäftigungsformen gegenübergestellt. Der Vergleich soll Auskunft über die jeweiligen Prekaritätsrisiken geben. Nebenbei wird – zumindest in der deskriptiven Auswertung – untersucht, in welchem Maße auch Normalarbeitsverhältnisse selbst als prekär anzusehen sind. Denn weder ist davon auszugehen, dass atypisch Beschäftigte a priori als prekär zu qualifizieren sind, noch dass Prekaritätsrisiken exklusiv für diese Beschäftigtengruppen reserviert sind, sondern auch Normalarbeitsverhältnisse bedrohen können.

Nicht thematisiert wird die beschäftigungspolitisch zuweilen aufgeworfene Frage, ob höhere Prekaritätsrisiken der Preis sind, der hinzunehmen ist, um durch Ausweitung atypischer Beschäftigung die Arbeitsmarktprobleme zu verringern und das Beschäftigungsniveau anzuheben (Sachverständigenrat 2002: Ziffer 354). In der nachfolgenden Untersuchung geht es also nicht um den beschäftigungspolitischen Trade-off zwischen Arbeitslosigkeit und atypischer Beschäftigung.

Mithilfe von Daten aus dem Sozio-ökonomischen Panel (SOEP) werden für alle Formen atypischer Beschäftigung (befristete, geringfügige und Teilzeitbeschäftigung sowie Leiharbeit) mehrere Prekaritätsdimensionen über einen längeren Zeitraum (1989–2007) untersucht. Zunächst aber gilt es, die beiden für die Analyse zentralen Kategorien atypische Beschäftigung und Prekarität begrifflich zu klären (Kap. 2). Anschließend beschreiben wir die verwendeten Daten sowie die statistischen Modelle und präsentieren zunächst jahresweise bivariate und danach multivariate Untersuchungsergebnisse und interpretieren sie (Kap. 3). Ein Fazit rundet die Untersuchung ab (Kap. 4).

## 2 Definitive Eingrenzung

### 2.1 Atypische Beschäftigung

Atypische Beschäftigungsverhältnisse werden in aller Regel rein formal in einer negativen Abgrenzung zum sogenannten Normalarbeitsverhältnis (NAV)

(Mückenberger 1985) definiert (Keller/Seifert 2007). Es handelt sich um eine Sammelkategorie heterogener Beschäftigungsformen, die im positiven Sinne wenig an Gemeinsamkeiten aufweisen, sieht man einmal davon ab, dass sie das betriebliche Flexibilitätspotenzial und teilweise auch das der Beschäftigten erweitern. Als atypisch gelten üblicherweise sämtliche Beschäftigungsvarianten, die nicht den sozialen und rechtlichen Standards des Normalarbeitsverhältnisses entsprechen. Dessen zentrale Kriterien, die in dieser Untersuchung nicht normativ, sondern ausschließlich analytisch Verwendung finden, sind vor allem:<sup>2</sup>

- Vollzeittätigkeit,
- Integration in die sozialen Sicherungssysteme,
- unbefristetes Beschäftigungsverhältnis,
- Identität von Arbeits- und Beschäftigungsverhältnis,
- Weisungsgebundenheit des Arbeitnehmers vom Arbeitgeber.

Atypisch Beschäftigte unterscheiden sich im Prinzip durch drei Merkmale von der Referenzgruppe der Beschäftigten mit NAV. Entweder arbeiten sie deutlich kürzer oder mit einem befristeten Arbeitsvertrag oder auf Basis eines Leiharbeitsverhältnisses. Diese Merkmale können auch kombiniert auftreten. Diese im Vergleich zu anderen (Hannif/Lamm 2005) enge Abgrenzung schließt bestimmte Varianten atypischer Beschäftigung aus: flexible Arbeitszeitmuster (u. a. Arbeitszeitkonten), Telearbeit, Werkverträge oder Fremdarbeitsfirmen.

### 2.2 Prekarität

Welche Merkmale Arbeit als prekär erscheinen lassen, ist in der Literatur nicht einheitlich definiert (Kraemer 2008). Je nach der analytischen Perspektive variieren die zugrunde gelegten Kriterien. Ein verbreiteter Ansatz geht von unbefristeter Vollzeitbeschäftigung als Referenzkategorie aus und bezieht hierauf andere Beschäftigungsformen (Rodgers 1989). Prekäre Beschäftigungsverhältnisse zeichnen sich dann durch einen vergleichsweise geringen Grad an Arbeitsplatzsicherheit, eingeschränkten sozialen Schutz bzw. Absicherung durch Gesetz oder Tarifverträge, fehlenden oder eingeschränkten Zugang zu den sozialen Sicherungssystemen sowie geringes Einkommen aus. Ein anderer Ansatz be-

<sup>2</sup> Ein durch die genannten Kriterien definiertes NAV ist keineswegs als statisches Konstrukt anzusehen, sondern ist aufgrund von institutionellen Änderungen (beispielsweise verkürzte oder verlängerte Regelarbeitszeiten, abgesenkte Transferleistungen usw.) als dynamisch zu begreifen.

zieht auch subjektive und psychologische Faktoren ein (Salengros et al. 1989; Brinkmann et al. 2006). Über den Bereich der Erwerbstätigkeit hinaus geht eine Definition, die mit dem Kriterium der „Combination security“ die außerbetriebliche Sphäre in die analytische Perspektive einbezieht (Wilthagen/Tros 2004: 171; European Commission 2006: 78). Gemeint ist hiermit die Möglichkeit, betriebliche und außerbetriebliche Zeitanforderungen ausbalancieren zu können. Gemeinsam ist diesen Ansätzen, dass die jeweils zugrunde gelegten Kriterien nicht allein für den Bereich der atypischen Beschäftigungsverhältnisse entwickelt und reserviert sind, sondern sich teilweise (z. B. Einkommen, Beschäftigungsstabilität, Zugang zu beruflicher Weiterbildung) auch auf die Gesamtheit der Beschäftigungsverhältnisse beziehen lassen und insofern auch zur Bewertung von Normalarbeitsverhältnissen taugen.

Will man empirisch überprüfen, inwieweit die durch Flexibilisierung veränderten Beschäftigungsverhältnisse als prekär einzustufen sind, sind operationalisierbare Kriterien erforderlich. Die nachfolgende Analyse stützt sich auf folgende objektive Kriterien, die sich durch entsprechende Datensätze abbilden lassen:

– *Einkommen*

Zur Bewertung von Einkommen bietet sich die Niedriglohnschwelle an, die in der Literatur nicht einheitlich fixiert ist. International verbreitet ist eine Definition, die den Grenzwert für Niedriglöhne bei weniger als zwei Drittel des Medianlohns von Vollzeitbeschäftigten verortet (OECD 2006: 174 ff.). Löhne, die unterhalb dieser Schwelle angesiedelt sind, sind nicht mit Armutslöhnen gleichzusetzen. Das Kriterium des Niedriglohnes resultiert aus der Spreizung und nicht aus der Höhe der Löhne. Für die Bewertung sozialer Lagen müssten zusätzlich andere Einkommensquellen sowie der Haushaltskontext in die Betrachtung einbezogen werden.

– *Beschäftigungsstabilität*

Als weiteres Kriterium gilt die Beschäftigungsstabilität im Sinne einer möglichst ununterbrochenen Beschäftigung. Sie ist Voraussetzung für ein eigenständiges Einkommen sowie für ausreichende Ansprüche an die sozialen Sicherungssysteme. Gemeint ist damit nicht die Sicherung eines gegebenen spezifischen Arbeitsplatzes (job security) sondern die eines durchaus wechselnden Beschäftigungsverhältnisses (employment security) bei unterschiedlichen Arbeitgebern, in unterschiedlichen Tätigkeiten oder sogar Berufen. Entscheidend ist, inwieweit es gelingt, nahtlose Übergänge zwischen den Beschäftigungsverhältnissen zu sichern.

– *Beschäftigungsfähigkeit*

Obwohl Beschäftigungsfähigkeit (employability) in der Europäischen Beschäftigungsstrategie eine bedeutende Rolle spielt, ist der Begriff bislang eher schillernd geblieben. Gemeint ist die Fähigkeit, ein Beschäftigungsverhältnis einzugehen, aufrechtzuerhalten oder bei Strukturwandel durch ein anderes zu ersetzen (Promberger et al. 2008) und sich an veränderte Qualifikationsanforderungen auf dem internen und externen Arbeitsmarkt anpassen zu können. Dieses Potenzial hängt von individuellen Komponenten (Merkmalen, Fähigkeiten, Orientierungen) und von institutionellen Komponenten (Regelungen, Nachfragemustern am Arbeitsmarkt, Fördermaßnahmen) sowie deren Wechselspiel ab (Promberger et al. 2008). Wegen Datenrestriktionen beschränkt sich die nachfolgende Analyse auf die individuellen Komponenten und hier auf die Teilnahme an betrieblichen Aktivitäten zur beruflichen Weiterbildung. Eigeninitiierte Qualifizierungsanstrengungen wie selbstgesteuertes Lernen gehen nicht in die Analyse ein.

– *Soziale Sicherung*

Ein weiteres Merkmal von Prekarität stellt die materielle Absicherung gegenüber den sozialen Risiken bei Krankheit, Arbeitslosigkeit und Alter durch die sozialen Sicherungssysteme dar. Da die hier verwendeten Daten des Sozio-ökonomischen Panels dieses Kriterium nicht unseren Anforderungen entsprechend abbilden, bleibt es in der weiteren Analyse unberücksichtigt.

Mithilfe dieser Kriterien lassen sich Dimensionen von Prekarität (wie beispielsweise Einkommens- oder Beschäftigungsprekarität) angeben. Relativierend ist allerdings anzumerken, dass die Abgrenzungen zwischen einem als prekär und als nicht prekär klassifizierten Status teilweise fließend bleiben. Prekarität ist als eine relative Kategorie zu betrachten. Hierfür sprechen außerdem folgende Punkte, die in der nachfolgenden Analyse nicht befriedigend gelöst, bei der Interpretation der Ergebnisse aber zu beachten sind. Wird ein atypisches Beschäftigungsverhältnis als prekär eingestuft, so hängt der Prekaritätsgrad von der Dauer ab, mit der das Beschäftigungsverhältnis unter den gegebenen Bedingungen ausgeübt wird. Grundsätzlich ist von einer engen Korrelation zwischen beiden Größen auszugehen. Wird beispielsweise ein nur kurzzeitig ausgeübtes befristetes Beschäftigungsverhältnis entfristet oder dient Leiharbeit als Brücke aus Arbeitslosigkeit in ein Normalarbeitsverhältnis,<sup>3</sup> handelt es sich um ein

<sup>3</sup> Leiharbeitnehmer, die in ein Normalarbeitsverhältnis wechseln, haben im Vergleich zu Beschäftigten, die niemals in Zeitarbeit tätig waren, keine Lohneinbußen (Kvasnicka/Werwatz 2006).

transitorisches Problem (Kraemer 2008), falls diese Beschäftigungsverhältnisse als prekär eingestuft werden. Der Prekaritätsgrad bleibt, bezogen auf die gesamte Erwerbsbiografie, im Vergleich zur Normalarbeit marginal. Atypische Beschäftigungsformen können bei einem durchlässigen Arbeitsmarkt als Vorstufe zu Normalarbeitsverhältnissen dienen.

Für die Einstufung in Prekarität spielt auch die Frage der freiwilligen Wahl einer bestimmten Beschäftigungsform eine Rolle. Denkbar ist, dass Beschäftigte aus Gründen der beruflichen Orientierung und Qualifizierung für ein befristetes Beschäftigungsverhältnis optieren oder sich aus anderen (privaten oder familiären) Gründen für eine phasenweise Teilzeitbeschäftigung entscheiden. Bedeutsam ist ferner die Unterscheidung zwischen Individual- und Haushaltsperspektive, wenn es um die Bewertung der Einkommenshöhe geht. Der Haushaltskontext relativiert die Prekaritätsproblematik von Individualeinkommen im Hinblick auf den Armutsaspekt, nicht aber im Hinblick auf die Frage der Niedrigeinkommen und der damit verbundenen Fragen individueller Handlungsautonomie. Die nachfolgenden Analysen beziehen sich allein auf die Individualebene. Weder das Freiwilligkeits- noch das Kriterium der Dauer werden hier differenziert berücksichtigt.

### 3 Empirische Analyse

#### 3.1 Schätzmethode und Daten

##### Aufbau der Datenanalyse

Wir untersuchen den Zusammenhang von Prekarität und Beschäftigungsformen. Prekarität wird über die drei Dimensionen Entlohnung (Bruttostundenlohn liegt unter der relativen Niedriglohnschwelle), Beschäftigungsstabilität (im Folgejahr Arbeit suchend) und Weiterbildung (drei Jahre keine berufliche Weiterbildung) operationalisiert. Die Operationalisierung findet jeweils dichotom statt. Hintergrund dieser Dichotomisierung ist der Gedanke, zu jedem Zeitpunkt bei jeder Person eindeutig feststellen zu können, ob eine prekäre (Beschäftigungs-)Situation nach einer der Dimensionen vorliegt oder nicht. Im Falle des Lohnes geht bei diesem Verfahren allerdings die Information über den Lohnabstand zwischen den Beschäftigungsformen verloren. Diesen schätzen wir daher in ergänzenden Lohnmodellen.

Da sich unsere Schätzungen auf die befragten Erwerbstätigen beschränken, diese aber keine Zufallsauswahl aus den Erwerbsfähigen sind, müssen wir

von einer selektionsverzerrten Stichprobe ausgehen. Bedeutsam dürfte dies vor allem bei den Schätzungen zum Lohn sein, da die Entscheidung, am Arbeitsmarkt zu partizipieren, u. a. von der Lohnhöhe abhängt. Bei den anderen beiden Modellen kann ebenfalls ein entsprechender Zusammenhang vermutet werden. Zur Kontrolle und Korrektur der vermuteten Selektionsverzerrung führen wir für alle Modelle eine zweistufige Heckman-Korrektur durch (Heckman 1976, 1979).

Eine Beschäftigungsform – wie z. B. Leiharbeit – kann einen positiven Effekt auf eine der Prekaritätsdimensionen haben, auf eine andere aber einen negativen. Um eindeutige Aussagen zu erhalten, verzichten wir auf die Erstellung eines Index, der die drei Dimensionen verknüpft. Stattdessen werden die Dimensionen sowohl bivariat als auch multivariat getrennt analysiert. Die deskriptive Auswertung erfolgt mit Kreuztabellen für die einzelnen Jahre, die multivariate Analyse mit Panelregressionen. Alle Modelle werden nach dem Geschlecht getrennt geschätzt.

##### Datenbasis

Als Datenbasis der Analyse dienen 19 Jahrgänge aus dem SOEP, dem deutschen Sozio-ökonomischen Panel. Das SOEP ist eine seit 1984 bestehende Haushaltsbefragung einer Stichprobe der deutschen Wohnbevölkerung. Nach Möglichkeit werden im SOEP jährlich dieselben Themen in gleicher Form bei denselben Personen erhoben.<sup>4</sup>

In unseren Analysen zum Lohn und zur Beschäftigungsstabilität finden die SOEP-Jahrgänge von 1989 bis 2007 Anwendung.<sup>5</sup> Einige der Themenbereiche des SOEP werden nicht jährlich, sondern in Abständen mehrerer Jahre erfasst, so auch das Thema betriebliche Weiterbildung, welches in den Jahren 1989, 1993, 2000 und 2004 jeweils rückblickend für die vergangenen drei Jahre erhoben wurde. In die Analyse zur betrieblichen Weiterbildung gehen daher nicht der Betrachtungszeitraum von 19 Jahren ein, sondern nur die Jahrgänge 1991 bis 1993 und 1998 bis 2004.

Die Zahl der Untersuchungseinheiten wird jeweils für die einzelnen Jahre unabhängig voneinander über den Beschäftigungsstatus, das Alter und die Bildungszeit eingegrenzt. In die Selektionsmodelle zur Teilnahme am Arbeitsmarkt werden alle erwerbsfähigen Personen zwischen 18 und 65 Jahren

<sup>4</sup> Vgl. zum SOEP exemplarisch SOEP Group (2001) oder <http://www.diw.de/deutsch/sop/uebersicht/index.html>.

<sup>5</sup> In den Jahren 1989 bis 1991 nur Westdeutschland.

aufgenommen; in die Analysen zu den Prekaritätsrisiken nur die abhängig Beschäftigten<sup>6</sup> zwischen 18 und 65 Jahren mit mindestens vier Jahren Schulbildung. Die Analysen zur Beschäftigungsstabilität und zur Weiterbildung werden einmal exklusive, einmal inklusive der Gruppe der Arbeitslosen geschätzt.

Personen, die auf einer betrachteten unabhängigen oder abhängigen Variable fehlende Angaben aufweisen, sind für das entsprechende Jahr aus der Menge der Untersuchungseinheiten ausgeschlossen.

### Statistische Verfahren

Die Operationalisierung jeder Prekaritätsdimension ist dichotom. Die Risiken der Dimensionen lassen sich somit nach demselben Verfahren modellieren. Als Schätzmodelle verwenden wir logistische Random-Effects Modelle (Wooldridge 2002: 490). Es lässt sich für jede beobachtete Person  $i$  zu jedem Beobachtungszeitpunkt  $t$  eindeutig bestimmen, ob Prekarität nach einer Dimension vorliegt. Wir schätzen Prekarität aufgrund der Beschäftigungsform und einem Set an Drittvariablen. Der Vektor  $x_{it}$  umfasst in der folgend verwendeten Terminologie diese erklärenden Variablen. Fassen wir das Prekaritätsrisiko als latente Variable  $s$  auf, die bei der Unterschreitung eines Schwellenwertes prekär wird und ansonsten nicht prekär bleibt, und gehen weiter davon aus, dass sich  $s$  aus dem Vektor der erklärenden Variablen  $x_{it}$ , den zu schätzenden Koeffizienten<sup>7</sup>  $\beta$  und einem Zufallsterm  $\varepsilon_{it}$  zusammensetzt, so lässt sich das Prekaritätsrisiko wie folgt beschreiben:

$$\text{Prekarität}_{it} = \begin{cases} 1 & \text{wenn Prekarität}_{it} = x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \\ & = x_{it}\beta + \alpha_i + u_{it} \leq s \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

mit:

$x_{it}$  = Vektor der unabhängigen Variablen

$\beta$  = Vektor der Koeffizienten

$\varepsilon_{it}$  = Zufallsterm

$\alpha_i$  = Unbeobachtete Heterogenität (zeitunabhängiger individuenspezifischer Effekt)

$u_{it}$  = Fehlerterm (Residuen)

$s$  = Prekaritätsschwelle, latente Variable aus dem Vektor der unabhängigen Variablen, dem Koeffizientenvektor und dem Zufallsterm.

<sup>6</sup> Arbeitnehmer in Altersteilzeit mit Arbeitszeit Null, Auszubildende, Wehr- und Ersatzdienstleistende, Praktikanten, Teilnehmer an Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen und sog. „Ein-Euro-Jobber“ werden ausgeschlossen. Ebenso ausgeschlossen werden Personen die ihre – alleinige – Tätigkeit als Nebentätigkeit definieren (z. B. Schüler und Studierende).

<sup>7</sup> Der Koeffizient beschreibt die Stärke und Richtung des untersuchten Zusammenhangs.

Der Zufallsterm  $\varepsilon_{it}$  zerfällt in einen zeitunabhängigen individuenspezifischen Effekt  $\alpha_i$  und die Residuen  $u_{it}$ . Als Modelle zur Schätzung obiger Gleichung bieten sich logistische Fixed-Effects Modelle und logistische Random-Effects Modelle an, die sich in ihren Annahmen bezüglich der unbeobachteten Heterogenität und des Fehlerterms unterscheiden (Rabe-Hesketh 2005: 116). Wir haben uns aus folgenden Gründen für logistische Random-Effects Modelle entschieden:<sup>8</sup> In die Fixed-Effects Schätzungen können lediglich Beobachtungen aufgenommen werden, die auf der abhängigen Variablen mindestens einmal ihren Status wechseln. Dies trifft auf einen erheblichen Teil der Beobachtungen nicht zu. So würde in allen Modellen weit mehr als die Hälfte der Personen und Beobachtungen entfallen. Das sind zumeist die Personen, bei denen über den Beobachtungszeitraum nie eine prekäre Situation festgestellt wird. Diese Personen sind aber bei einer Schätzung des Prekaritätsrisikos von entscheidender Bedeutung. Auch passt das Random-Effects Modell seiner inhaltlichen Aussage nach eher zum Untersuchungsansatz. Es wird nicht lediglich der Effekt einer Veränderung untersucht, sondern auch die Fälle, die keine Veränderung aufweisen.

Das Risiko, in einer Beschäftigungsform unterhalb der relativen Niedriglohnschwelle entlohnt zu werden, sagt wenig über die tatsächlichen Lohnabstände zwischen den Beschäftigungsformen aus. Daher schätzen wir ergänzend zum Risikomodell ein Lohnmodell. Die abhängige Variable ist der logarithmierte Bruttostundenlohn ( $\ln W$ ) der Personen  $i$  zum Zeitpunkt  $t$ :

$$\ln W_{it} = x_{it}\beta + \alpha_i + u_{it}.$$

Die Terminologie ist dieselbe wie oben. Die Logarithmierung des Lohns trägt der rechtsschiefen Verteilung der Stundenlöhne Rechnung, ist allerdings auch eine humankapitaltheoretisch plausible Transformation (Henneberger/Sousa-Poza 1998: 15). Die Schätzungen erfolgen mit linearen Fixed-Effects Panel-Regressionen.

Es ist davon auszugehen, dass die erwerbstätigen Personen keine Zufallsauswahl der erwerbsfähigen Personen darstellen. Allerdings erhalten nur er-

<sup>8</sup> Alternativ zu den Logit-Random-Effects Modellen wurden die Schätzungen auch mit Probit-Random-Effects Modellen durchgeführt. Da die Ergebnisse quasi identisch ausfallen, wird hier nicht weiter darauf eingegangen.

Bei logistischen Regressionen für die einzelnen Jahre haben die Koeffizienten jeweils dasselbe Vorzeichen wie beim entsprechenden Random-Effects Modell für alle Jahrgänge. Allerdings sind, besonders in den früheren Jahrgängen, und wenn Modelle ausschließlich für Ostdeutschland geschätzt werden, nicht immer alle Koeffizienten der Beschäftigungsformen signifikant.

werbstätige Personen einen Lohn, weswegen sich die Lohnschätzungen auf diesen Kreis beschränken müssen. Da die Teilnahme am Arbeitsmarkt mitunter vom erzielbaren Lohn abhängt, ist davon auszugehen, dass die Lohnschätzungen zu verzerrten Koeffizienten führen. Um diese Verzerrung zu kontrollieren und gegebenenfalls zu korrigieren, schätzen wir die Wahrscheinlichkeit der Teilnahme am Arbeitsmarkt. Dies geschieht für Frauen und Männer getrennt mit Random-Effects Probit-Regressionen. Erklärende Variablen dieser Schätzungen bilden Personen- und Haushaltsangaben.<sup>9</sup> Aus den vorhergesagten Schätzwerten kann die inverse Mill's Ratio (IMR) berechnet werden, welche als Selektionskorrekturvariable in den Variablenvektor  $x_{it}$  aufzunehmen ist (Wooldridge 2002: 560). Wird im Lohnmodell für die Selektionskorrekturvariable ein signifikant negativer Koeffizient geschätzt, so ist davon auszugehen, dass der in der Stichprobe beobachtete Durchschnittslohn eine Unterschätzung des auf dem Markt zu realisierenden Lohnes ist (Henneberger/Sousa-Poza 1998: 19).

Entsprechend der Lohnmodelle wurde in allen Modellen verfahren, wobei in den Schätzungen zur Beschäftigungsstabilität und zur Weiterbildung die Korrektur nicht bzgl. der Teilnahme am Arbeitsmarkt, sondern bzgl. der Teilnahme am Erwerbsleben (also inkl. Arbeitslosigkeit) stattfand.

Die Selektionskorrekturvariable wird in den Modellen zum (logarithmierten) Bruttostundenlohn der Frauen, zur Unterschreitung der Niedriglohnschwelle bei Frauen und zur Teilnahme an Weiterbildung bei Frauen signifikant. In den anderen Modellen ist sie nicht signifikant und daher auf Null gesetzt.

Als Schätzverfahren bei den Probit-Schätzungen zur Partizipationswahrscheinlichkeit am Arbeitsmarkt und den logistischen Random-Effects Modellen wird das Maximum-Likelihood-Prinzip (ML) verwendet, bei den semilogarithmischen Lohnschätzungen das ordinary least square (OLS) Verfahren (Wooldridge 2002: 49 bzw. 401). Als Gütemaß bei den ML-Schätzungen bietet sich die Likelihood-Relation an (Kohler/Kreuter 2006: 285), bei den OLS-Schätzungen die Entsprechungen zu den üblichen  $R^2$ -Werten.

<sup>9</sup> Erklärende Variablen bei den Schätzungen zur Partizipationswahrscheinlichkeit am Arbeitsmarkt sind: eine Dummyvariable für Ostdeutschland, Dummyvariablen für mind. ein Kind unter 16 und unter 7 Jahren im Haushalt, eine Dummyvariable für Paarhaushalte (unabhängig von evtl. im Haushalt vorhandenen Kindern) und Dummyvariablen für die Befragungsjahre. Weitere Variablen sind das Alter, das quadrierte Alter, die Bildungszeit in Jahren und eine Variable, welche sich aus dem gesamten im Haushalt verfügbaren Nettoeinkommen abzüglich des individuellen Nettoarbeitslohnes errechnet.

Alle Punkteschätzer sind gewichtet, um dem Ziehungsprozess und der Panelmortalität des SOEP Rechnung zu tragen. Die multivariaten Panelregressionen sind ungewichtet.

### Abhängige Variablen

In Abschnitt 2.2 wurden die analytischen Dimensionen von Prekarität vorgestellt: Prekarität in Bezug auf Lohn, auf Beschäftigungsstabilität und auf Beschäftigungsfähigkeit.<sup>10</sup> Die drei Dimensionen werden getrennt untersucht. Das Auftreten eines prekären Zustandes ist – unabhängig von der jeweiligen Dimension – ein zeitlich befristetes Ereignis. D. h. das Beschäftigungsverhältnis einer Person kann in einem Jahr als prekär und im Folgejahr als nicht prekär eingestuft werden.

Die abhängige Variable der semilogarithmischen Lohnschätzungen ist der Bruttostundenlohn. Der Bruttostundenlohn wurde auf Basis der tatsächlichen Wochenstunden – also inklusive Überstunden – und des Bruttomonatslohns errechnet. Weihnachts- und Urlaubsgeld werden berücksichtigt.

Ein prekärer Lohn wird als unter der Niedriglohngrenze (zwei Drittel des Medianstundenlohns aller Beschäftigten) liegend definiert. Betrachtet werden Bruttostundenlöhne getrennt nach Ost- und Westdeutschland<sup>11</sup> separat für die einzelnen Untersuchungsjahre.<sup>12</sup> Liegt der Lohn einer Person unter der Niedriglohngrenze ihres zeitlichen und örtlichen Bezugsraumes, wird sie als prekär entlohnt bezeichnet. Das so definierte Prekaritätskriterium ist daher dichotom und die daraus gebildete abhängige Variable zur Prekaritätslohnhypothese ebenso.

Prekarität in Bezug auf Beschäftigungsstabilität wurde ebenfalls entsprechend der unter Abschnitt 2.2 aufgeführten Definition operationalisiert. Wer unfreiwillig arbeitslos ist, wird als in einer prekären Situation befindlich eingestuft. Das SOEP erhebt, wer als arbeitslos registriert ist. Diese Information dient als abhängige Variable zur Beschäftigungsstabilitätshypothese. Da wir das Risiko der Arbeitslosigkeit aus dem letzten vor der Arbeitslosigkeit beobachteten Beschäftigungsverhältnis schätzen wollen, sind die Angaben zur Arbeitslosigkeit dem jeweils vorigen Jahr zugeordnet. Die abhängige Variable zur Beschäftigungsstabilitätshypothese ist somit Arbeit suchend vs. nicht Arbeit suchend im Folgejahr. Das letzte Beobachtungsjahr 2007 kann

<sup>10</sup> Wie unter 2.2 erläutert, bleibt ein weiteres Prekaritätskriterium, die Einbindung in die sozialen Sicherungssysteme, in dieser Analyse unberücksichtigt.

<sup>11</sup> Entscheidend ist der Arbeitsplatz, nicht der Wohnort.

<sup>12</sup> Die Niedriglohngrenze verändert sich somit über die Zeit.



nicht in die Panelregression aufgenommen werden, da für dieses Beobachtungsjahr die Beobachtungen auf der abhängigen Variable für 2008 noch fehlen.

Die Beschäftigungsfähigkeit lässt sich nicht unmittelbar mit einer der im SOEP erhobenen Fragen abbilden. Daher wird diese Dimension über eines seiner zentralen Kriterien operationalisiert, dem lebenslangen Lernen. Dieses wiederum bilden wir über die Teilnahme an Maßnahmen der betrieblichen Weiterbildung ab. Als in einer prekären Situation gilt, wer nicht an Maßnahmen der betrieblichen Weiterbildung teilnimmt. Informationen zur betrieblichen Weiterbildung wurden in vier Jahrgängen des SOEP retrospektiv für jeweils drei Jahre erhoben. Wegen der Art der Fragestellung lassen sich die Informationen zur Weiterbildung nur jeweils allen drei retrospektiv erhobenen Jahren zuordnen. Entsprechend muss die Definition der abhängigen Variable zur Beschäftigungsfähigkeitshypothese angepasst werden: Wer über einen Zeitraum von drei Jahren an keinerlei Weiterbildungsmaßnahmen teilnimmt, wird als in einer prekären Situation im Hinblick auf die Beschäftigungsfähigkeit eingestuft.

### Unabhängige Variablen

Unser Erkenntnisinteresse gilt dem Auftreten von Prekarität abhängig vom Beschäftigungsstatus. Die unabhängigen Variablen sind somit die unterschiedlichen Beschäftigungsformen. In der deskriptiven Auswertung unterscheiden wir zur besseren Übersicht lediglich atypisch Beschäftigte von Normalbeschäftigten. Für die multivariate Analyse wird die inhomogene Gesamtheit der atypisch Beschäftigten in ihre Teilformen zerlegt und als Dummyvariablen codiert. Die analytisch zu trennenden Formen atypischer Beschäftigung sind befristete Beschäftigung, Teilzeitarbeit und Leiharbeit (vgl. 2.1). Die sich daraus ergebenden Kombinationen werden hier getrennt. Ausnahme bilden die Leiharbeitnehmer, die, unabhängig von einer Teilzeit- oder befristeten Stelle, zu einer Kategorie zusammengefasst werden. Die so entstehenden erklärenden Variablen sind: 1. „unbefristet vollzeitbeschäftigt (NAV)“, 2. „befristet vollzeitbeschäftigt“, 3. „unbefristet teilzeitbeschäftigt“, 4. „befristet teilzeitbeschäftigt“, 5. „geringfügig unbefristet“, 6. „geringfügig befristet“ und 7. „Zeitarbeit/Leiharbeit“. Das NAV (1.) als größte Kategorie bildet in allen multivariaten Modellen die Referenzkategorie für die übrigen Beschäftigungsformen. Die Zuordnung zu den Beschäftigungsverhältnissen erfolgt ausschließlich. Jeder abhängig Beschäftigte des SOEP wurde entsprechend seiner Haupttätigkeit für jedes Jahr ausschließlich einer Beschäftigungskategorie zugeordnet.

Neben dem Beschäftigungsstatus verwenden wir Kontrollvariablen, welche schrittweise bei der Kon-

zeption der Regressionsmodelle aufgenommen wurden. Primäres Ziel der Drittvariablenkontrolle ist es, möglichst unverzerrte Schätzer der Beschäftigungsformen zu erhalten. Als sekundäres Ziel wird eine hohe Prognosefähigkeit der Modelle angestrebt. Die Kontrollvariablen sind Branche, Region, Nationalität, Berufserfahrung im Unternehmen, Alter, Alter quadriert, Bildungszeit, die berufsbezogene Hierarchieebene, Jahresdummies, Betriebsgröße und die oben geschilderte Selektionskorrekturvariable IMR.

Bildungszeit, Berufserfahrung im Unternehmen, Alter und das quadrierte Alter werden als zentrierte stetige Variablen in die Modelle aufgenommen, die restlichen Drittvariablen sind dummycodiert. Die Branchenvariablen unterscheiden zwischen den Wirtschaftsbereichen Bau, Landwirtschaft, öffentlicher Dienst, Dienstleistungen und Industrie. Die Industrie bildet die Referenzkategorie. Die Region grenzt Ost- von Westdeutschland ab,<sup>13</sup> die Nationalität unterscheidet nach deutscher und nichtdeutscher Staatsbürgerschaft. Die Betriebsgröße wird über die Beschäftigtenzahl dargestellt, die Gruppen sind „weniger als 20 Beschäftigte“ (Referenz), „20 bis 200“, „200 bis 2.000“ und „mehr als 2.000 Beschäftigte“. Bei der berufsbezogenen Hierarchievariable werden folgende Zustände unterschieden: un- und angelernte Arbeiter, Facharbeiter, Vorarbeiter und Kolonnenführer, Meister und Polier, Industrie und Werkmeister, Angestellte mit einfachen Tätigkeiten ohne Ausbildungsabschluss, Angestellte mit einfachen Tätigkeiten mit Ausbildungsabschluss, Angestellte mit qualifizierten Tätigkeiten (Referenzkategorie), Angestellte mit hochqualifizierten Tätigkeiten, Angestellte mit umfassenden Führungsaufgaben, Beamte im einfachen Dienst, Beamte im mittleren Dienst, Beamte im gehobenen Dienst und Beamte im höheren Dienst.

## 3.2 Deskriptive Auswertung

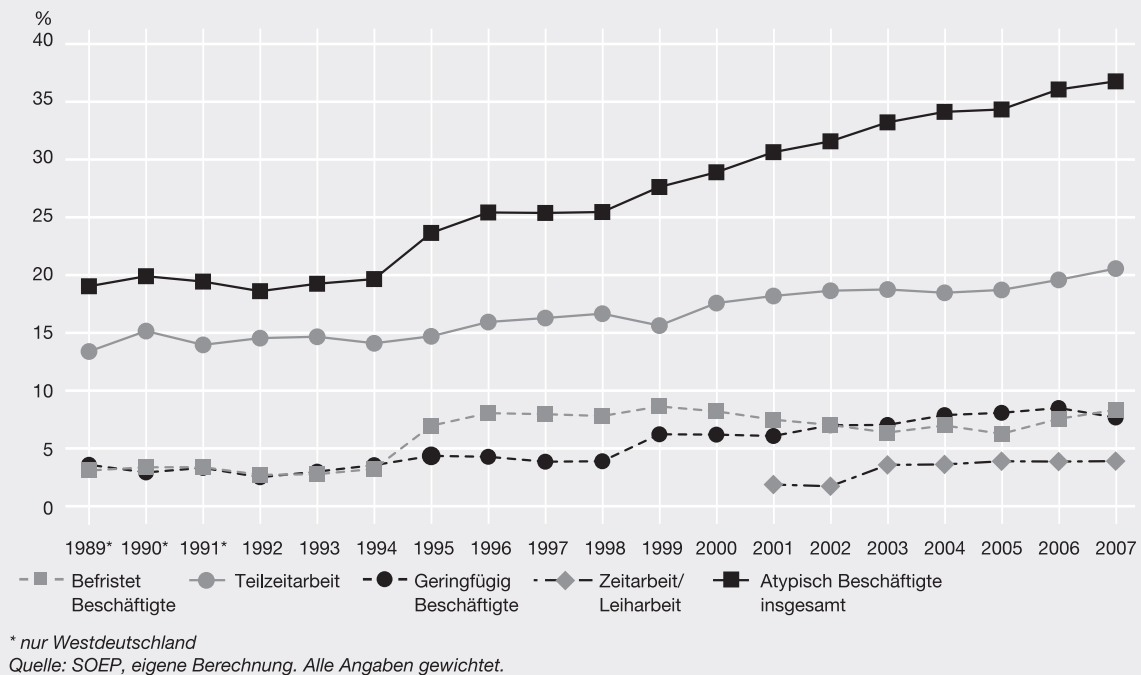
### Ausmaß und Entwicklung atypischer Beschäftigung

Die Varianten atypischer Beschäftigung unterscheiden sich deutlich in ihrer Dynamik und Bedeutung gemessen an der Gesamtbeschäftigung<sup>14</sup> (Schaubild 1):

<sup>13</sup> Im Modell zum Niedriglohn wurde nicht auf Ost- und Westdeutschland kontrolliert, da die Lohnschwellen getrennt berechnet wurden.

<sup>14</sup> Die hier ausgewiesenen Daten aus dem SOEP weichen von den Werten des Mikrozensus ab. Verantwortlich hierfür sind u. a. unterschiedliche definitorische Abgrenzungen. So enthalten die Daten des Mikrozensus für Teilzeitarbeit auch einen Teil der geringfügig Beschäftigten.

Abbildung 1  
Atypische Beschäftigung 1989–2007



- Teilzeitarbeit ist mit Abstand die quantitativ wichtigste Form und hat über die Konjunkturzyklen hinweg kontinuierlich auf fast 21 % der Gesamtbeschäftigung im Jahre 2007 zugenommen.<sup>15</sup>
- Geringfügige Beschäftigung (Minijobs), die letztlich eine Variante von Teilzeitarbeit darstellt, hat seit Ende der 1990er Jahre und speziell in Folge der Deregulierungen im Rahmen der Hartz-Gesetze erheblich an Bedeutung gewonnen. Insgesamt üben knapp 8 % der abhängig Beschäftigten eine geringfügig entlohnte Tätigkeit aus.<sup>16</sup>
- Der Anteil der befristet Beschäftigten ist trotz mehrfacher Lockerungen der rechtlichen Rahmenbedingungen seit Mitte der 1990er Jahre in etwa konstant geblieben und bewegt sich um einen Anteilswert von etwa 8 %.<sup>17</sup>
- Leiharbeit entwickelt sich dynamisch, wenngleich der Anteil an allen Beschäftigten nach wie vor auf relativ niedrigem Niveau von 3,7 % liegt.<sup>18</sup>

Um das Gesamtausmaß atypischer Beschäftigung quantifizieren zu können, lassen sich diese Anteilswerte nicht einfach addieren, da einzelne Formen (z. B. Teilzeit und Befristung oder Teilzeit und Leiharbeit) kumulativ auftreten können. Mittlerweile (im Jahr 2007) umfassen atypische Beschäftigungsformen etwas mehr als ein Drittel (37 %) aller abhängig Beschäftigten; bei den Frauen liegt der Anteil bei gut 57 %, bei den Männern dagegen nur bei knapp 17 %. Wenn das Statistische Bundesamt für 2007 den Anteil der atypisch Beschäftigten auf nur 25,5 % beziffert, dann hängt der Unterschied mit der Definition dieser Beschäftigtengruppe zusammen (Statistisches Bundesamt 2008). Das Bundesamt fasst im Prinzip die gleichen Beschäftigtengruppen zusammen wie die vorliegende Untersuchung, allerdings mit dem Unterschied, dass nur die Teilzeitbeschäftigten mit 20 oder weniger Stunden und nicht auch diejenigen mit 21 bis 34 Stunden berücksichtigt werden.

### Niedriglohn

Unter den atypisch Beschäftigten ist der Anteil derjenigen mit einem Lohn unterhalb der Niedriglohnschwelle deutlich höher als unter Beschäftigten mit

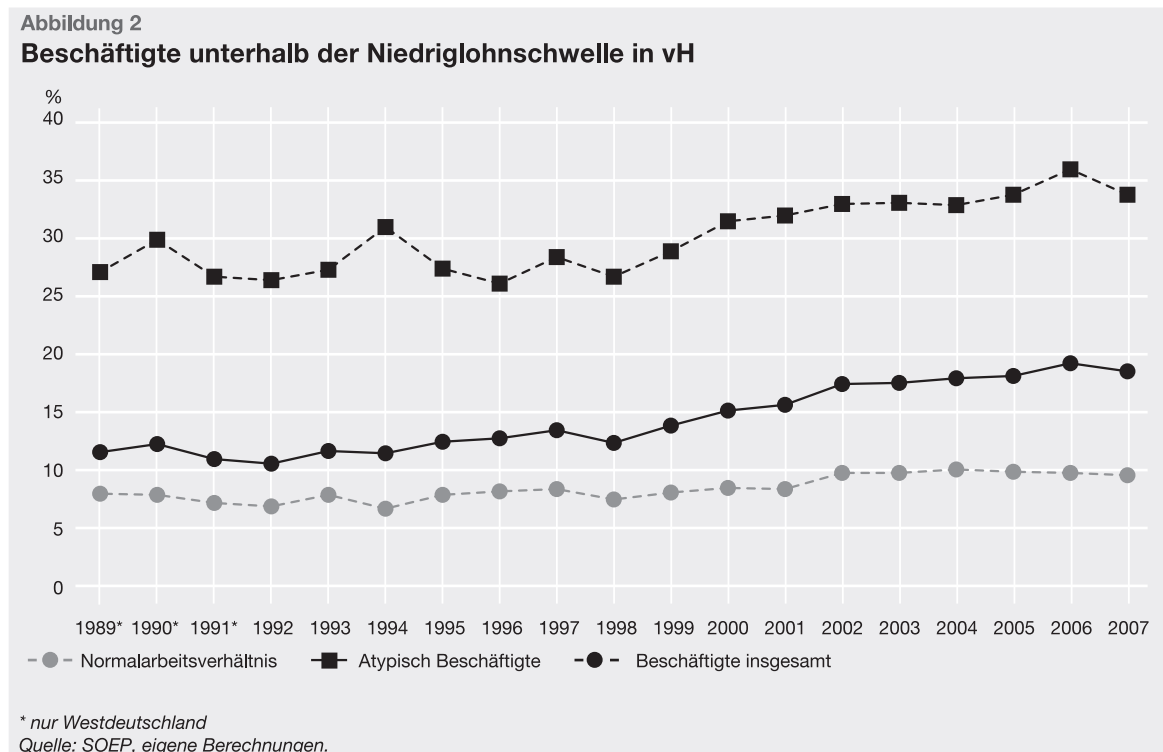
<sup>15</sup> Der Mikrozensus beziffert den Anteil der Teilzeitbeschäftigten an allen Beschäftigten auf rund 25 %, allerdings einschließlich eines Teils der geringfügig Beschäftigten. Rechnet man auch auf SOEP-Basis die geringfügig Beschäftigten hinzu, kommt man auf ähnliche Werte.

<sup>16</sup> Die hier ausgewiesene Zahl der ausschließlich geringfügig Beschäftigten enthält nicht erwerbstätige Schüler, Studierende und Rentner, die im strengen Sinne nicht als abhängig Beschäftigte zu zählen sind, sondern primär einen anderen Status haben.

<sup>17</sup> Ausbildungsverhältnisse sind nicht berücksichtigt.

<sup>18</sup> Die hier auf Basis der SOEP-Erhebungen berechneten Quoten für die Leiharbeit liegen deutlich über denen der amtlichen Statistik, die für Mitte 2007 den Anteil der Leiharbeitnehmer an allen

abhängig Beschäftigten auf etwas über 2 % beziffert. Der höhere Wert mag auf Stichprobenfehler im SOEP zurückzuführen sein, zumal es sich um eine nur relativ kleine Fallzahl in der Stichprobe handelt.



NAV (vgl. Schaubild 2). Während 2007 33,8% der ersten Gruppe weniger als zwei Drittel des Medianeinkommens bezogen, waren es in der zweiten Gruppe lediglich 9,5%. Bei den Beschäftigten insgesamt lag der Anteil bei 18,5%.<sup>19</sup> Obwohl der Anteil der atypisch Beschäftigten mit einem Niedriglohn im Beobachtungszeitraum leicht gestiegen ist, bezieht immer noch die deutliche Mehrheit dieser Beschäftigtengruppe einen über dem Schwellenwert liegenden Lohn.

Als Schwellenwert für den Prekaritätslohn in 2007 errechnen sich für Westdeutschland 9,45 € und für Ostdeutschland 6,94 € (vgl. Tabelle 1). Der Untersuchungszeitraum lässt zwei Phasen erkennen. Zwischen 1989 und 1998 ist der Anteil der Beschäftigten mit Prekaritätslohn ziemlich konstant geblieben und hat sich in etwa um die 12-Prozentmarke bewegt. Danach ist der Anteil gestiegen.

Die Anteilswerte der Beschäftigten mit Löhnen unterhalb der Niedriglohnschwelle streuen stark zwischen den Formen atypischer Beschäftigung. Die höchsten Anteilswerte weisen mit 64,5% die befristet geringfügig Beschäftigten auf, gefolgt von den

unbefristet geringfügig Beschäftigten (57,4%); in der Reihenfolge geht es dann weiter mit den Leiharbeitern (44,1%), den befristet Teilzeitbeschäftigten (31,4%), den befristet Vollzeitbeschäftigten (29,2%) und den unbefristet Teilzeitbeschäftigten (23,2%). Treten das Befristungskriterium und das Kriterium der reduzierten Arbeitszeit kombiniert auf, erhöhen sich die Anteilswerte.

### Beschäftigungsstabilität

Deutliche Unterschiede zeigen sich ferner bei der Beschäftigungsstabilität (vgl. Tabelle 2). Der Anteil der Personen, die im Folgejahr nach dem Beobachtungszeitpunkt Arbeit suchen, liegt 2006 bei den atypisch Beschäftigten mit 4,2% mehr als doppelt so hoch wie bei der Referenzgruppe mit NAV (1,5%). Sieht man einmal von erratisch verlaufenden Anteilswerten im Beobachtungszeitraum 1989 und 2005 ab, dann haben sich der Grad der Beschäftigungsinstabilität und die Relationen zwischen den beiden Untersuchungsgruppen nur wenig verändert.<sup>20</sup>

Nicht unbeträchtlich vom Durchschnittswert atypischer Beschäftigung weichen die Anteilswerte der

<sup>19</sup> Die hier berechneten Anteilswerte liegen unter denen der Analyse von Kalina/Weinkopf (2008), die sich auf Minijobs beziehen, während hier alle geringfügig Beschäftigten inklusive kurzfristige Beschäftigung und Minijobs berücksichtigt werden.

<sup>20</sup> Deutlich niedrigere Anteilswerte errechnen sich für die beiden Jahre 1989 und 1990 zu Beginn des Beobachtungszeitraums. Die zwischenzeitlichen Schwankungen können mit veränderten Konjunkturlagen zu tun haben.

**Tabelle 1**  
**Niedriglohnschwellen**

SOEP-Jahr	Prekaritätsstundenslohnschwelle Westdeutschland	Prekaritätsstundenslohnschwelle Ostdeutschland
1989	11,92 DM	-
1990	12,62 DM	-
1991	13,09 DM	5,77 DM
1992	14,00 DM	7,58 DM
1993	14,64 DM	9,23 DM
1994	15,09 DM	10,54 DM
1995	15,42 DM	11,18 DM
1996	16,01 DM	11,54 DM
1997	16,22 DM	11,92 DM
1998	16,41 DM	11,98 DM
1999	16,48 DM	12,19 DM
2000	17,11 DM	12,36 DM
2001	17,41 DM	12,69 DM
2002	9,26 €	6,90 €
2003	9,56 €	6,99 €
2004	9,66 €	7,11 €
2005	9,62 €	7,14 €
2006	9,46 €	6,96 €
2007	9,45 €	6,94 €

Prekaritätsschwellen in den SOEP-Jahrgängen 1989 bis 2007. Bruttostundenlöhne.

Alle Angaben gewichtet. „-“ = Angabe wurde nicht erhoben.

Quelle: SOEP, eigene Berechnung.

einzelnen Beschäftigungsformen ab. Befristete Teilzeitarbeit weist mit 12,3 % den höchsten Wert auf, gefolgt von der Leiharbeit mit 8,4 % und der befristeten Vollzeitzeitarbeit mit 6,8 %. Der nahtlose Anschluss nach einem zu Ende gegangenen befristeten gelingt offensichtlich weniger gut als nach einem unbefristeten Beschäftigungsverhältnis.

### Teilnahme an beruflicher Weiterbildung/ Beschäftigungsfähigkeit

Auch bei der Teilnahme an betrieblich-beruflicher Weiterbildung (vgl. Tabelle 3), dem hier verwendeten Indikator für Beschäftigungsfähigkeit, zeigt sich bei atypisch Beschäftigten ein geringerer Anteilswert. Während 34,4 % der Beschäftigten mit NAV in 2004 an Kursen teilnahmen, lag der entsprechende Vergleichswert bei der Referenzgruppe bei lediglich 25,9 %. Unterschritten wird dieser Wert bei den geringfügig Beschäftigten mit 13,9 % bei den befristeten und 15,0 % bei den unbefristeten. Deutlich we-

**Tabelle 2**  
**Anteil der im Folgejahr Arbeitsuchenden**

Jahr	Normalarbeitsverhältnis	Atypisch Beschäftigte
1989	1,1*	2,6
1990	1,3*	1,7
1991	4,0*	4,0
1992	4,3	3,0
1993	3,8	6,6
1994	3,4	2,7
1995	3,3	5,0
1996	3,8	8,2
1997	3,6	4,7
1998	2,9	2,8
1999	2,0	3,2
2000	2,7	3,5
2001	2,8	4,6
2002	3,5	5,6
2003	2,5	4,5
2004	2,5	5,8
2005	2,4	4,3
2006	1,5	4,2

Prekarität nach Beschäftigungsstabilität in den SOEP-Jahrgängen 1989 bis 2006: Anteile der im Folgejahr Arbeitsuchenden nach Beschäftigungsstatus.

\* = Nur Westdeutschland

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

**Tabelle 3**  
**Teilnahme an Weiterbildungskursen**  
Anteile in vH

Jahr	Normalarbeitsverhältnis	Atypisch Beschäftigte
1991*	29,9	19,3
1992	30,5	18,6
1993	32,5	18,6
1998	32,7	26,6
1999	33,2	24,5
2000	35,9	26,7
2002	32,9	25,7
2003	33,6	26,3
2004	34,4	25,9

Prekarität nach Beschäftigungsfähigkeit in den Jahrgängen 1991 bis 2004: Teilnahme an Kursen zur betrieblichen Weiterbildung nach Beschäftigungsstatus.

\* = Nur Westdeutschland

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

niger als Beschäftigte mit NAV nehmen auch Leiharbeiter an Kursen der betrieblichen Weiterbildung teil.

### 3.3 Multivariate Analyse

#### Schätzungen zum Lohn

Den Zusammenhang zwischen der Beschäftigungsform und einem Niedrig- bzw. Prekaritätslohn untersuchen wir in 19 Erhebungswellen. Die Schätzungen werden nach dem Geschlecht getrennt durchgeführt. In das Modell für weibliche Beschäftigte gehen insgesamt 10.965 Personen mit 57.072 Beobachtungen ein. Die durchschnittliche Beobachtungsdauer beträgt 5,2 Jahre. Die entsprechenden Werte bei den männlichen Beschäftigten lauten 14.440 Personen mit 71.820 Beobachtungszeitpunkten und einem durchschnittlichen Beobachtungszeitraum von 5,8 Jahren. Beide Modelle sind als Gesamtmodell signifikant und recht aussagekräftig. Betrachtet man die mittels des Log Likelihood angegebene Verbesserung gegenüber dem Nullmodell als Analogie zum Anteil erklärter Varianz, so käme man auf einen erklärten Anteil von ca. 40 % bzw. 37,5 %. Damit können wir den ermittelten Stichprobenbefund der signifikanten Koeffizienten auf die Grundgesamtheit verallgemeinern.

Wie schon die deskriptive Auswertung zeigt auch die multivariate Analyse, dass ein systematischer Zusammenhang zwischen den Beschäftigungsformen und einer Entlohnung unter der Niedriglohnschwelle besteht.<sup>21</sup> Dieser Zusammenhang ist unabhängig von den kontrollierten Merkmalen Alter, Geschlecht, Nationalität, Qualifikation, Betriebsgröße und Wirtschaftszweig. Außerdem besteht er für alle hier untersuchten Formen der atypischen Beschäftigung und gilt sowohl für die männlichen als auch die weiblichen Beschäftigten. Wie die Odds-Ratios in Tabelle 4 (im Anhang) zeigen, haben Beschäftigte in sämtlichen der hier untersuchten Formen atypischer Beschäftigung gegenüber Beschäftigten mit NAV geringere Chancen, einen Lohn oberhalb der Niedriglohn- bzw. Prekaritätsschwelle zu erzielen. Allerdings bestehen Unterschiede für die einzelnen Formen atypischer Beschäftigung.

<sup>21</sup> Denkbar ist, dass Beschäftigte mit unterschiedlichen individuellen Produktivitäten nicht den gleichen Zugang zu allen Beschäftigungsformen haben. Diese Zugangsselektivität kann, anders als der mithilfe der Heckman-Korrektur berücksichtigte Zugang von Nichtbeschäftigten zum Arbeitsmarkt, in unseren Modellen nicht abschließend kontrolliert werden. So sind beispielsweise Berufsanfänger unter befristet Beschäftigten überrepräsentiert (Giesecke/Groß 2007). Derartige Selektivitäten sind bei keiner der hier untersuchten Beschäftigungsform auszuschließen.

In dem Modell für die weiblichen Beschäftigten tragen die befristet Geringfügigen die höchsten Risiken gefolgt von den unbefristet Geringfügigen. So haben unbefristet geringfügig beschäftigte Frauen ein ca. 8<sup>1/2</sup>-mal größeres Prekaritätsrisiko<sup>22</sup> als Vollzeitbeschäftigte, befristet geringfügig beschäftigte Frauen sogar ein ca. 15-mal höheres Risiko, einen Stundenlohn unter der Niedriglohnschwelle zu erhalten. Demgegenüber sind die Risiken der (restlichen) Teilzeitbeschäftigten, der Leiharbeiter und der befristet Vollzeitbeschäftigten geringer.

Etwas anders sehen die Ergebnisse der männlichen Beschäftigten aus. Zwar verweisen die Schätzwerte der befristet geringfügig Beschäftigten auch hier auf die höchsten Risiken, doch die Odds-Ratios für die befristet Teilzeitbeschäftigten und die unbefristet geringfügig Beschäftigten zeigen eine andere Rangfolge als die der Frauen. Wenn bei den Männern Teilzeit als etwas ungünstiger eingeschätzt wird, mag dies mit der geringen Zahl teilzeitbeschäftigter Männer zusammenhängen. Im Modell für männliche Beschäftigte ist die befristete Vollzeit die Beschäftigungsform mit den relativ geringsten Niedriglohnrisiken im Vergleich zum NAV, wohingegen bei den Frauen die Teilzeit besser abscheidet.

Die kontrollierten Drittvariablen zeigen folgende Befunde. Bei den beruflichen Hierarchiestufen steigt das Risiko, einen Prekaritätslohn zu beziehen, gemessen an der Referenzkategorie „Angestellte mit qualifizierter Tätigkeit“, mit abnehmender Hierarchiestufe. Dieser Befund ist unabhängig vom Geschlecht einheitlich, allerdings sind nicht alle Koeffizienten signifikant. Die Bildungszeit, gemessen in Jahren, beeinflusst die Chance eines über der Prekaritätslohnschwelle liegenden Lohns positiv, die Beschäftigungsdauer ebenso, was humankapitaltheoretisch begründeten Annahmen entspricht. Generell sinkt das Einkommensrisiko mit steigendem Alter, jedoch mit abnehmender Tendenz. Prekaritätslöhne werden eher in Kleinbetrieben gezahlt und die hier aufgeführten Wirtschaftsbereiche zeigen gegenüber dem Referenzbereich „Industrie“ ein erhöhtes Risiko. Eine Ausnahme bildet der öffentliche Dienst, der bei dem Modell mit weiblichen Beschäftigten ein geringeres Niedriglohnrisiko zeigt. Die Jahresdummies verweisen auf ein im Laufe der vergangenen Dekade gestiegenes Risiko, was eine Folge der gewachsenen Lohnspreizung sowie der zusätzlichen

<sup>22</sup> Formal exakt interpretiert haben unbefristet geringfügig beschäftigte Frauen eine 8,45-mal größere „Chance“ auf einen Stundenlohn unterhalb der Niedriglohnschwelle als Beschäftigte im NAV. Da sich „Chance“ in diesem Zusammenhang etwas befremdlich liest, verwenden wir den Begriff „Risiko“, meinen damit aber nicht das „relative Risiko“ der deskriptiven Statistik.

Beschäftigung im Niedriglohnbereich sein kann. 2007 sank das Risiko wieder.

In Tabelle 5 (im Anhang) sind die Ergebnisse der Bruttostundenlohnschätzungen dargestellt. Die Anzahl der Personen bzw. Beobachtungen liegt etwas unter denen im Modell zur Niedriglohnschwelle. Der Grund sind wegfallende Beobachtungen bei Bruttostundenlöhnen, die sich über die Jahre nicht ändern (vgl. Kap. 3.1). Das Schätzmodell mit den männlichen Beschäftigten ist aussagekräftiger als das mit den weiblichen; der Anteil der durch Längsschnittbeobachtungen erklärbaren Varianz jeweils recht hoch, was maßgeblich an der Logarithmierung der Stundenlöhne liegt.

Die Koeffizienten geben näherungsweise den Prozentunterschied des Stundenlohns gegenüber der jeweiligen Referenzkategorie bzw. bei einem Anstieg um eine Einheit an. Alle Koeffizienten der Beschäftigungsformen zeigen bei Männern wie Frauen einen geringeren Stundenlohn gegenüber Beschäftigten mit NAV. Die Streuung ist in beiden Modellen recht groß. Frauen in befristeter und geringfügiger Beschäftigung nehmen einen Lohnabschlag von ca. 26 %<sup>23</sup> gegenüber dem NAV hin, Frauen in Teilzeitbeschäftigung einen von 3,5 %. Männliche atypisch Beschäftigte werden gemessen an ihrer Referenzgruppe vergleichsweise schlechter entlohnt als weibliche, auch ist die Streuung der Stundenlöhne bei den Männern etwas ausgeprägter, wobei davon auszugehen ist, dass Frauen mit NAV gegenüber Männern mit NAV schlechter entlohnt werden. Geringfügig Beschäftigte weisen jeweils den größten Lohnabstand zum NAV auf. Die Lohnabschläge bei Leiharbeit liegen um die 10 %, die der Teilzeitbeschäftigten deutlich darunter. Befristet beschäftigte Männer weichen vom geschilderten Bild ab, was wieder an der geringen Fallzahl liegen mag.

Bei den Drittvariablen zeigt der Wirtschaftsbereich Landwirtschaft Lohnabschläge um 10 % gegenüber der Industrie. Die anderen Wirtschaftsbereiche haben bei Frauen und Männern jeweils gegenteilige Vorzeichen bei schwachen Lohnunterschieden zur Industrie. Der ostdeutsche Bruttostundenlohn liegt um die 16 % unter dem westdeutschen, der von ausländischen Männern etwas über dem ihrer Referenzkategorie. Mit dem Alter steigt der Lohn progressiv, Berufserfahrung und Bildungsjahre steigern den Lohn ebenfalls, genauso wie eine höhere berufsbezogene Hierarchiestufe, wobei hier jedoch einige Koeffizienten nicht signifikant sind, speziell im Beamtenbereich. Die Befragungswellen spiegeln den Konjunkturverlauf wider.

<sup>23</sup>  $(\exp(-0,3032) - 1) * 100 = 26,15 \%$ .

Die beobachteten Lohndifferenzen atypischer Beschäftigung können damit zu tun haben, dass atypisch Beschäftigte in der Vergangenheit eher im Schatten betrieblicher und tariflicher Interessenvertretung standen. Speziell für Leiharbeitnehmer wurden erst nach den Hartz-Reformen Tarifverträge abgeschlossen, die jedoch im Vergleich zu den Stammbeschafteten geringere Löhne vorsehen (Wiedemuth/Dombre 2008: 161). Ferner gehen theoretische Diskriminierungsansätze zur Erklärung geschlechterspezifischer Lohnunterschiede von Vorbehalten der Arbeitgeber gegenüber diskontinuierlichen Erwerbsbiografien und daraus resultierender geringerer Produktivität von Frauen aus (Hübler 2003: 543; Beblo/Wolf 2003: 566). Dieser Diskriminierungseffekt könnte sich auch auf Männer in atypischen Beschäftigungsformen übertragen, da diese, abgesehen von Leiharbeit, vorwiegend Frauen betreffen.

Bei Beschäftigten mit kürzeren Arbeitszeiten ist davon auszugehen, dass bestimmte Lohnkomponenten, wie vor allem Zuschläge für Überstunden, seltener oder gar nicht anfallen. Bei geringfügiger Beschäftigung, einer Extremform der Teilzeitarbeit, spielt die öffentliche Subventionierung eine Rolle. Da die Beschäftigten weder Steuern noch Sozialabgaben zu leisten haben, könnten die Arbeitgeber versuchen, die Bruttoentgelte so zu reduzieren, dass sie den Nettostundenentgelten der Versicherungspflichtigen entsprechen (Bäcker 2007). Diesen Argumenten stehen jedoch theoretische Überlegungen und empirische Befunde gegenüber, die auf einen negativen Zusammenhang von Dauer der Arbeitszeit und Arbeitsproduktivität verweisen (Janssen/Nachreiner 2004; Wanger 2006). Dem können allerdings höhere Kosten, vor allem Gemeinkosten, aufgrund des Umverteilungseffektes von Teilzeitarbeit entgegenstehen. Wie die Schätzmodelle zeigen, dominieren offensichtlich die einen geringeren Lohn bedingenden Faktoren.

Bei Befristungen kann das Interesse der Beschäftigten an Übernahme in ein unbefristetes Beschäftigungsverhältnis die Akzeptanz eines geringeren Lohns begründen. Der Verzicht auf eine der Produktivität entsprechende Entlohnung kann aus Sicht der Beschäftigten als Investition in zukünftige Erträge verstanden werden. Hierfür spricht die Beobachtung, dass befristet Beschäftigte eher bereit sind, unbezahlte Überstunden zu leisten als unbefristet Beschäftigte (Engelland 2005). Ferner begreift die Screening-Hypothese befristete Beschäftigung als verlängerte Probezeit (Boockmann/Hagen 2006). In dieser Einarbeitungszeit können die Arbeitgeber von geringerer Produktivität ausgehen. Außerdem können sie versucht sein, die unsichere Lage der befristeten Positionen durch geringere

Löhne auszunutzen (Giesecke/Groß 2007). Für einen geringeren Lohn spricht ferner der Umstand, dass befristet Beschäftigte seltener oder nicht in den Genuss von Bonuszahlungen oder an Seniorität gebundene Leistungen kommen (OECD 2006: 170). Aus Sicht der neoklassischen Arbeitsmarkttheorie sprechen das relativ höhere Beschäftigungsrisiko sowie die durch diese Beschäftigungsform gesteigerte Anpassungsflexibilität der Betriebe (OECD 2007) für eine Lohnkompensation (Mertens/McGinnity 2005). Hinzu kommt, dass befristet Beschäftigte an einer Übernahme in ein unbefristetes Arbeitsverhältnis interessiert sind und eine höhere Arbeitsproduktivität zeigen (Engelland 2005). Allerdings überwiegen auch hier die Faktoren, die einen geringen Lohn bedingen.

Auf Leiharbeit lassen sich ähnliche Argumente beziehen. Auch bei dieser Beschäftigungsform kommen bestimmte Entgeltbestandteile wie Bonuszahlungen, Senioritätsentlohnungen usw. nicht zum Tragen, selbst wenn die Vergütungen nach dem Referenzlohnprinzip erfolgen sollten (Storrie 2002). An dem grundsätzlichen Problem des für diese Beschäftigungsform charakteristischen „wage gap“ hat auch die nach 2004 erfolgte weitgehende Tarifbindung der Leiharbeitnehmer nur wenig ändern können (Promberger 2007), wie auch die obigen Befunde bestätigen.

### Beschäftigungsstabilität

In die logistischen Modelle zur Beschäftigungsstabilität (vgl. Tabelle 6 im Anhang) gehen etwas mehr Personen und Beobachtungen ein als in die Modelle zur Entlohnung. Der durchschnittliche Beobachtungszeitraum pro Person ist etwa der gleiche, insgesamt werden 18 Jahre erfasst. Beide Modelle sind aussageschwächer als die Vorangegangenen. Der Anteil der erklärten Varianz, in Analogie des Abstands des ersten und letzten Likelihoods, liegt bei ca. 10,5 bzw. 12,5 %. Ein Viertel davon erklärt sich jeweils durch Längsschnittbeobachtungen.

Die Beschäftigungsstabilität wird durch das Befristungsmerkmal beeinflusst. Befristet Beschäftigte weisen ein höheres Stabilitätsrisiko auf als Beschäftigte mit NAV. Bei befristet vollzeitbeschäftigten Frauen ist es  $3\frac{1}{2}$ -mal höher als bei der Referenzgruppe, bei den Männern 3-mal höher. Etwas niedriger liegt der Wert (3 und 2,3) bei befristet Teilzeitbeschäftigten. Die geringe Beschäftigungsstabilität bzw. höhere Beschäftigungsprekarität dieser Beschäftigtengruppe ist ex definitione zu erwarten, sofern der nahtlose Übergang in ein weiteres befristetes oder unbefristetes Arbeitsverhältnis nicht gelingt (Keller/Seifert 2007: 22). Von vergleichbarer Beschäftigungsstabilität wäre nur dann auszugehen,

wenn befristete Arbeitsverhältnisse ausschließlich oder überwiegend eine Probezeitfunktion ausüben würden. Theoretische Überlegungen (Nienhäuser 2007; Sesselmeier 2007) und empirische Evidenzen zeigen jedoch, dass diese Beschäftigungsform auch andere personalstrategische Funktionen zu erfüllen hat (Boockmann/Hagen 2006; Giesecke/Groß 2007).

Noch höhere Beschäftigungsrisiken zeigen die Schätzergebnisse für Leiharbeitnehmer/innen. Dieses Ergebnis entspricht der Erwartung, dass Leiharbeit als Personalreserve dazu dient, die externe Flexibilität der Betriebe zu erhöhen und deshalb eine vergleichsweise geringe Beschäftigungsstabilität erwarten lässt. Die im Zuge der Hartz-Reformen durchgeführten Deregulierungen dürften diese Funktion noch gestärkt haben (Seifert/Brehmer 2008). Unser Ergebnis entspricht anderen Untersuchungen, die zeigen, dass Leiharbeit stärker als andere Beschäftigungsformen von konjunktureller und saisonaler Variabilität betroffen ist (Burda/Kvasnicka 2006: 213).

Dagegen ist das Risiko bei den unbefristet teilzeitbeschäftigten Frauen geringer als das der Referenzgruppe. Positiv ausgedrückt: Die Chancen dieser Gruppe, in Beschäftigung zu bleiben, sind gegenüber dem NAV leicht besser.<sup>24</sup> Dieser Effekt kann damit zu tun haben, dass in der Phase der Familiengründung eine fehlende alternative Kinderbetreuung ansonsten eine Fortsetzung der Erwerbsarbeit ausschließen würde. Gerade in Bereichen mit hohem Anteil an betriebspezifischen Qualifikationen dürften sowohl Betriebe als auch Beschäftigte daran interessiert sein, das Beschäftigungsverhältnis fortzusetzen und die Arbeitszeit an die Beschäftigteninteressen anzupassen. Der Grad der Beschäftigungsstabilität hängt ferner, wie empirische Untersuchungen zeigen (Quack 1993), von unterschiedlichen personalstrategischen Nutzungen von Teilzeitarbeit ab.

Die Drittvariablen verweisen für alle Wirtschaftszweige im Vergleich zur Industrie auf ein höheres Instabilitätsrisiko. Mit der Betriebsgröße sinkt das Risiko. Steigende Qualifikation und Berufserfahrung verringert, wie zu erwarten, das Risiko, einen Arbeitsplatz suchen zu müssen, erheblich. Nur we-

<sup>24</sup> Das gleiche Modell kann auch unter Einbezug der Arbeitslosen geschätzt werden. Da Arbeitslose keine betrieblichen Angaben aufweisen, verringert sich die Zahl der erklärenden Variablen um die Branche, die Hierarchie, die Betriebsgröße und die Dauer der Betriebszugehörigkeit. Arbeitslose Frauen haben ein 26-mal höheres Risiko als Beschäftigte im NAV auf erneute Arbeitslosigkeit, langzeitarbeitslose Frauen ein 30-mal höheres. Männliche Arbeitslose haben ein 21-mal höheres, männliche Langzeitarbeitslose ein 23-mal höheres Risiko.

nige der beruflichen Hierarchiestufen haben einen signifikanten Koeffizienten, bei diesen sinkt mit steigender Hierarchie das Beschäftigungsrisiko; bei Beamten ist es generell geringer. In Ostdeutschland ist das Risiko erhöht und die Wellen spiegeln bei signifikanten Koeffizienten den Konjunkturverlauf.

### **Teilnahme an beruflicher Weiterbildung/ Beschäftigungsfähigkeit**

Die Modelle zur Beschäftigungsfähigkeit (vgl. Tabelle 7 im Anhang) beinhalten 8.709 bzw. 10.097 weibliche bzw. männliche Beschäftigte mit 28.759 bzw. 37.859 Beobachtungen. Der Beobachtungszeitraum der Gesamtmodelle umfasst neun Jahre, Personen verbleiben im Durchschnitt 3,3 bzw. 3,7 Jahre im Modell. Die Gesamtmodelle sind signifikant und mit jeweils rund 39 % erklärter Varianz recht ausgestärkt. Allerdings ist der größte Teil der erklärten Varianz (84 bzw. 86 %) durch Längsschnittbeobachtungen erklärbar, was auf die fragenbogenbedingte Konstruktion der abhängigen Variablen zurückzuführen ist.<sup>25</sup>

Geringere Wochenarbeitszeiten stehen der Teilnahme an betrieblicher Weiterbildung maßgeblich entgegen. Oder umgekehrt: Umso länger die Arbeitszeit, desto eher die Teilnahme an betrieblicher Weiterbildung. Somit erzeugt das Merkmal der Geringfügigkeit den stärksten negativen Effekt. Das Risiko, nicht in Weiterbildung einbezogen zu sein, liegt bei unbefristet und befristet geringfügig beschäftigten Frauen 2,6- bzw. 14,3-fach höher als beim NAV, bei den Männern 3,5- und 3,7-fach höher. Auf der anderen Seite des Arbeitszeitspektrums zeigen befristet vollzeitbeschäftigte Frauen keinen signifikanten Unterschied gegenüber ihrer Referenzgruppe, befristet vollzeitbeschäftigte Männer weisen ein nur minimal erhöhtes Risiko auf Nichtteilnahme auf. Die Risiken der befristet wie unbefristet Teilzeitbeschäftigten liegen dazwischen. Eine bivariat noch erkennbar geringere Weiterbildungsaktivität bei Leiharbeitnehmern kann sich multivariat nicht erhärten; hier zeigt sich unter Kontrolle der Drittvariablen kein signifikanter Unterschied gegenüber dem NAV.<sup>26</sup>

Die Drittvariablen verweisen auf höhere Weiterbildungsaktivitäten bei steigender Qualifikation wie

auch bei steigender Hierarchiestufe. Ebenso korrespondiert die Chance auf Weiterbildung deutlich positiv mit der Betriebsgröße; bei Männern ausgeprägter als bei Frauen. Steigendes Lebensalter hat lediglich geringe positive Effekte, die Berufserfahrung weist keine signifikanten Koeffizienten auf.

Die höhere Weiterbildungsbeteiligung der Beschäftigten mit NAV kann damit zu tun haben, dass ihnen im Unterschied zu atypisch Beschäftigten ein höheres Maß an interner Flexibilität abverlangt wird (Hohendanner/Bellmann 2007). Bei Anpassungen an eine schwankende Marktnachfrage kann die Variation der Arbeitszeit eine personalstrategische Alternative zur Variation der Beschäftigtenzahl darstellen (Seifert/Massa-Wirth 2005; Massa-Wirth 2007). Interne erhält dann Vorzug gegenüber externer Flexibilität. Die Beschäftigten bleiben langfristig dem Betrieb erhalten und sowohl dieser als auch die Beschäftigten selbst dürften ein Interesse an Investitionen in Humankapital haben.

Aus humankapitaltheoretischer Sicht erscheinen die Befunde, dass Betriebe in Beschäftigte mit kürzeren Arbeitszeiten weniger in berufliche Weiterbildung investieren als in Vollzeitbeschäftigte weiser. Weiterbildungskosten haben Fixkostencharakter. Je kürzer die individuelle Arbeitszeit, desto höher ist der relative Anteil der Weiterbildungskosten an den Personalkosten. Das Investitionskalkül ist zu relativieren, wenn es sich um nur phasenweise reduzierte Arbeitszeiten handelt oder wenn das durchschnittliche Lohnniveau unter dem vergleichbarer Vollzeitarbeit liegt.

Weniger eindeutig fallen die Schätzergebnisse für die Weiterbildungsbeteiligung befristet Beschäftigter aus. Einen negativen Einfluss auf das Investitionskalkül von Betrieben wie Beschäftigten kann der limitierte Beschäftigungszeitraum ausüben. Er kann als nicht ausreichend angesehen werden, die getätigten Investitionen in Humankapital auch zu amortisieren. Relativierend lässt sich gegen dieses Argument einwenden, dass befristete Beschäftigungsverhältnisse aus betrieblicher Sicht eine Art Probezeit darstellen können und deshalb ihre definitive Beendigung keineswegs a priori sicher ist. Betriebliche Investitionskalküle in das Humankapital befristet Beschäftigter dürfen deshalb nicht ausschließlich unter der Kurzfristrestriktion gesehen werden. Die Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen kann sogar eine Voraussetzung für eine über den Befristungszeitraum hinausgehende Weiterbeschäftigung sein, vor allem wenn die Beschäftigten bereit sind, sich an den Kosten der Weiterbildung zu beteiligen oder während der Befristungsphase geringere Löhne zu akzeptieren (OECD 2002: 156). Denkbar

<sup>25</sup> Die Teilnahme an Weiterbildungen wurde immer für drei Jahre erhoben und lässt sich nicht einzelnen Jahren zuordnen (vgl. 3.1).

<sup>26</sup> Das analoge Modell unter Einschluss der Arbeitslosen bei verkleinertem Variablensatz zeigt, dass die Risiken der Arbeitslosen auf die Nichtteilnahme an beruflicher Weiterbildung in etwa denen von geringfügig Beschäftigten entsprechen. Sie liegen 3,7- bei den Frauen und 8,3-fach bei den Männern höher als bei der Referenzgruppe. Allerdings lässt sich berufliche Weiterbildung von Arbeitslosen und Beschäftigten inhaltlich nur bedingt vergleichen.



ist ferner, dass die Betriebe Lernbereitschaft und -fähigkeit der Beschäftigten testen wollen.

#### 4 Zusammenfassung und Fazit

Der vorliegende Aufsatz untersucht, ob und in welchem Maße sich Formen atypischer Beschäftigung in den Prekaritätsrisiken von Normalarbeitsverhältnissen unterscheiden. Das Prekaritätsrisiko wird mithilfe der drei Kriterien Lohn, Beschäftigungsstabilität und Teilnahme an beruflicher Weiterbildung überprüft. Die Analyse bestätigt die Vermutung, dass atypisch Beschäftigte höheren Prekaritätsrisiken als vergleichbare Beschäftigte mit Normalarbeitsverhältnis ausgesetzt sind. Dieser grundsätzliche Befund gilt jedoch nicht im gleichen Maße für alle der hier getesteten Kriterien und Beschäftigungsformen. Die deutlichsten Benachteiligungen gegenüber dem Normalarbeitsverhältnis bestehen beim Lohn. Alle Formen atypischer Beschäftigung schneiden schlechter ab als das Normalarbeitsverhältnis. Differenziertere Ergebnisse zeigen sich bei der Beschäftigungsstabilität. Nur befristet Beschäftigte und Leiharbeiter sind von einem vergleichsweise größeren Stabilitätsrisiko betroffen. Bei diesen beiden Beschäftigtengruppen kumulieren die Prekaritätsrisiken. Die Schätzergebnisse lassen ferner erkennen, dass der Zugang zur beruflichen Weiterbildung nicht unabhängig von der Dauer der Arbeitszeit ist. Teilzeitbeschäftigte und geringfügig Beschäftigte haben geringere Chancen auf Teilnahme an beruflicher Weiterbildung als Beschäftigte im Normalarbeitsverhältnis. Insgesamt verweisen die Schätzergebnisse auf heterogene Prekaritätsrisiken der untersuchten Formen atypischer Beschäftigung. Zum einen indizieren nicht alle der hier untersuchten Merkmale höhere Prekaritätsrisiken. Zum anderen unterscheiden sich bei gleichen Vorzeichen die Risikograde. Entsprechend differenziert sind die Ergebnisse zu interpretieren.

Wenn atypisch Beschäftigte ein höheres Risiko auf einen prekären Lohn tragen, kann dies mit ihrer Marktposition zu tun haben, welche sich auch durch Produktivitätsunterschiede erklären ließe. Produktivitätsdifferenzen lassen sich in den geschätzten Modellen nur indirekt kontrollieren. Diesen Ansatz haben wir durch die Kontrolle von Drittvariablen wie der Qualifikation bzw. Panelbeobachtungen verfolgt. Selbst bei diesem Vorgehen bleibt ein deutlicher unerklärter Lohneffekt der Beschäftigtengruppen zurück. Hinweise für eine weiter gehende Erklärung liefert der Befund, dass befristet Beschäftigte und Leiharbeiter eine geringere Beschäftigungsstabilität aufweisen. Die häufige Arbeits-

platzsuche mag zu Konzessionen bei Einkommen und Arbeitsbedingungen zwingen. Auch haben atypisch Beschäftigte nicht immer schon im gleichen Maße Berücksichtigung in der betrieblichen und tariflichen Interessenvertretung gefunden. Bei Leiharbeitnehmern dürfte dieser Umstand eine nicht unerhebliche Rolle spielen. Das Niedriglohnrisiko von geringfügig Beschäftigten dürfte vor allem auf die Besonderheit zurückzuführen sein, dass diese Beschäftigtengruppe indirekt subventioniert wird. Hierfür spricht der besonders große Lohnabstand zu Beschäftigten mit Normalarbeitsverhältnis.

Abgesehen von den geringfügigen Beschäftigungsverhältnissen lässt sich nicht eindeutig identifizieren, welches der beiden Kriterien, die reduzierte Arbeitszeit oder die Befristung, die Lohn Differenz stärker beeinflussen. Die Schätzergebnisse zeigen abgesehen vom Vorzeichen kein einheitliches Muster, das durchgängig die Lohnunterschiede von Männern und Frauen durchzieht.

Für die Beschäftigungsstabilität von atypisch Beschäftigten kommt dem Befristungsmerkmal eine gewichtigere Rolle zu als dem Kriterium der reduzierten Arbeitszeit. Dieses Ergebnis lässt sich dahingehend interpretieren, dass die Probezeitfunktion bei Befristungen offensichtlich weniger stark ausgeprägt zu sein scheint als die Flexibilitätsfunktion. Analog lässt sich auch die vergleichsweise geringe Beschäftigungsstabilität der Leiharbeit deuten.

Anders als bei dem Merkmal der Beschäftigungsstabilität übt beim Zugang zu beruflicher Weiterbildung das Merkmal der reduzierten Arbeitszeit einen starken Einfluss aus. Das vergleichsweise hohe Qualifizierungsrisiko atypisch Beschäftigter mit reduzierter Arbeitszeit entspricht den humankapitaltheoretisch begründeten Annahmen. Da Aufwendungen für Weiterbildung Fixkosten sind, amortisieren sie sich bei nur kurzen Arbeitszeiten weniger rasch. Auch aus Sicht der Beschäftigten könnte unter den genannten Bedingungen wenig Anreiz bestehen, in betriebspezifische Qualifikationen zu investieren.

Insgesamt handelt es sich bei atypisch Beschäftigten um eine heterogene Gruppe mit höheren Prekaritätsrisiken als beim Normalarbeitsverhältnis. Damit ist aber keineswegs gesagt, dass diese Beschäftigungsformen per se prekär sind. Die Mehrheit atypisch Beschäftigter kann nach den hier analysierten Merkmalen nicht als prekär eingestuft werden. Ebenso wenig impliziert die Untersuchung, dass Normalarbeitsverhältnisse frei von Prekaritätsrisiken sind.

## Literatur

- Ammermüller, A./Boockmann, B./Garloff, A./Spermann, A. (2003): Die ZEW-Erhebung bei Zeitarbeitsbetrieben. Dokumentation der Umfrage und Ergebnisse von Analysen, Dokumentation 03-07, Mannheim.
- Anger, Ch./Schmidt, J. (2008): Gender Wage Gap und Familienpolitik, in *IW Trends* 35, 2, S. 55–68.
- Antoni, M./Jahn, E. (2006): Boomende Branche mit hoher Fluktuation. Mit der Flexibilisierung des Arbeitnehmerüberlassungsrechts in den letzten Jahren wurden die Beschäftigungsverhältnisse der Leiharbeiter immer kürzer, in: IAB-Kurzbericht Nr. 14.
- Bäcker, G. (2007): Was heißt hier „geringfügig“?, in: Keller, B./Seifert, H. (Hg.): *Atypische Beschäftigung – Flexibilisierung und soziale Risiken*, Berlin, S. 107–126.
- Baltes, K./Hense, A. (2006): Weiterbildung als Fahrstuhl aus der Zone der Prekarität? Ein systematischer Vergleich von Bedingungen und Wirkungen beruflicher Weiterbildung bei Normalarbeitsverhältnissen, prekären Beschäftigungsformen und Arbeitslosigkeit, in: *Rat für Sozial- und Wirtschaftsdaten*, Working Paper 2006/4.
- Beblo, M./Wolf, E. (2003): Sind es die Erwerbsunterbrechungen? Ein Erklärungsbeitrag zum Lohnunterschied zwischen Frauen und Männern in Deutschland, in: *MittAB* 4/2003, 36 (4), S. 560–572.
- Bellmann, L./Kühl, A. (2008): *Expansion der Leiharbeit?* Edition Hans-Böckler-Stiftung 224, Düsseldorf.
- Bolder, A./Naevecke, S./Schulte, S. (2005): Türöffner Zeitarbeit: Kompetenz und Erwerbsverlauf in der Praxis der Leiharbeit, Wiesbaden.
- Boockmann, B./Hagen, T. (2006): Befristete Beschäftigungsverhältnisse – Brücken in den Arbeitsmarkt oder Instrumente der Segmentierung? Baden-Baden.
- Brenke, K. (2008): Leiharbeit breitet sich rasant aus. DIW Wochenbericht Nr. 19/2008.
- Brinkmann, U./Dörre, K./Röbenack, S. (2006): Prekäre Arbeit. Ursachen, Ausmaß, soziale Folgen und subjektive Verarbeitungsformen unsicherer Beschäftigungsverhältnisse, Friedrich-Ebert-Stiftung (Hg.), Bonn.
- Brzinsky-Fay, Ch./Protsch, P./Schulze Buschhoff, K. (2007): *Atypische Beschäftigung – Umfang, Dynamik und soziale Sicherung im europäischen Vergleich*, Arbeitspapier vorgelegt zur 5. Internationalen Forschungskonferenz über soziale Sicherheit, Warschau.
- Büschel, F./Pannenberg, M. (2004): Berufliche Weiterbildung in West- und Ostdeutschland – Teilnehmer, Struktur und individueller Ertrag, in: *ZAF* 37 (2), S. 73–126.
- Burda, M./Kvasnicka, M. (2006): Zeitarbeit in Deutschland: Trends und Perspektiven, in: *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 7 (2), S. 195–225.
- Dörre, K. (2005): Prekarität – Eine arbeitspolitische Herausforderung, in: *WSI-Mitteilungen*, 58, S. 250–258.
- Engellandt, A. (2005): *Kosten und Nutzen befristeter Arbeitsverträge*, WWZ Forschungsbericht 14–2005, Basel.
- European Commission (2006): *Employment in Europe*, Luxembourg.
- Giesecke, J./Groß, M. (2007): Flexibilisierung durch Befristung. Empirische Analysen zu den Folgen befristeter Beschäftigung, in: Keller, B./Seifert, H. (Hg.): *Atypische Beschäftigung – Flexibilisierung und soziale Risiken*, Berlin, S. 85–105.
- Gleason, S. E. (ed.) (2006): *The Shadow Workforce*, Kalamazoo, Michigan.
- Hagen, T. (2002): Do Temporary Workers Receive Risk Premiums? Assessing the Wage Effects of Fixed-Term Contracts in West Germany by a Matching Estimator Compared with Parametric Approaches, in: *Labour: Review of Labour Economics and Industrial Relations* 16, S. 667–705.
- Hannif, Z./Lamm, F. (2005): When non-standard work becomes precarious: Insights from the New Zealand call centre industry, in: *Management Revue, The International Review of Management Studies*, 16, S. 324–350.
- Heckman, J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error, in: *Econometrica*, Vol. 47.
- Heckman, J. (1976): The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models. In: *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 5.
- Henneberger, F./Sousa-Poza, A./Ziegler, A. (2004): Befristete Beschäftigung in der Schweiz – Ausmaß, Determinanten und ökonomische Bewertung im internationalen Vergleich, in: *ZAF* 37 (3), S. 239–269.
- Henneberger, F./Sousa-Poza, A. (1998): Lohnunterschiede zwischen Männern und Frauen in der Schweiz. Neueste Schätzungen mit den Mikrodaten aus der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung von 1995 und 1997, discussion paper no. 52, Research Institute for Labor Economics and Labor Law, University of St. Gallen.
- Hohendanner, C./Bellmann, L. (2007): Atypische Beschäftigung und betrieblicher Flexibilisierungsbedarf, in: Keller, B./Seifert, H. (Hg.): *Atypische Beschäftigung – Flexibilisierung und soziale Risiken*, Berlin, S. 27–43.
- Hübler, O. (2003): Geschlechtsspezifische Lohnunterschiede, in: *MittAB* 4/2003, 36 (4), S. 539–559.
- Jahn, E./Rudolph, H. (2002): Auch für Arbeitslose ein Weg mit Perspektive, in: IAB-Kurzbericht 20, Nürnberg.
- Janssen, D./Nachreiner, F. (2004): *Flexible Arbeitszeiten*, Dortmund/Berlin/Dresden.
- Kalina, T./Weinkopf, C. (2008): Weitere Zunahme der Niedriglohnbeschäftigung: 2006 bereits rund 6,5 Millionen Beschäftigte betroffen, IAQ-Report 01, Essen.

- Keller, B./Seifert, H. (2007): Atypische Beschäftigungsverhältnisse: Flexibilität, soziale Sicherheit und Prekarität, in: Keller, B./Seifert, H. (Hg.) (2007): Atypische Beschäftigung – Flexibilisierung und soziale Risiken, Berlin, S. 11–26.
- Kohler, U./Kreuter, F. (2006): Datenanalyse mit Stata, 2. Aufl., München, Wien.
- Kraemer, K. (2008): Prekarität – was ist das?, in: Arbeit, 17, S. 77–90.
- Kvasnicka, M. (2008): Does Temporary Help Work Provide a Stepping Stone to Regular Employment? NBER Discussion Paper w13843. Cambridge.
- Kvasnicka, M./Werwatz, A. (2006): Lohneffekte der Zeitarbeit, in: Bundesarbeitsblatt 2, S. 2–10.
- Manning, A./Petrongolo, B. (2005): The part-time pay penalty, CEP Discussion Paper No 679.
- Massa-Wirth, H. (2007): Zugeständnisse für Arbeitsplätze?, Berlin.
- Mertens, A./McGinnity, F. (2005): A „Two-Tier“ Labour Market for Fixed-Term Jobs? Evaluating Evidence from West Germany Using Quantile Regression, in: Schmolters Jahrbuch 125, S. 75–85.
- Mückenberger, U. (1985): Die Krise des Normalarbeitsverhältnisses – hat das Arbeitsrecht noch Zukunft?, in: Zeitschrift für Sozialreform, 31, S. 415–434; S. 457–475.
- Neubäumer, R./Tretter, D. (2008): Mehr atypische Beschäftigung aus theoretischer Sicht, in: Industrielle Beziehungen, 15, S. 256–278.
- Nienhüser, W. (2007): Betriebliche Beschäftigungsstrategien und atypische Arbeitsverhältnisse, in: Keller, B./Seifert, H. (Hg.): Atypische Beschäftigung – Flexibilisierung und soziale Risiken, Berlin, S. 45–65.
- Nienhüser, W./Matiaske, W. (2003): Der „Gleichheitsgrundsatz“ bei Leiharbeit – Entlohnungen und Arbeitsbedingungen im europäischen Vergleich, in: WSI-Mitteilungen 56, S. 466–473.
- OECD (2007): Employment outlook, Paris.
- OECD (2006): Employment outlook, Paris.
- OECD (2002): Employment outlook, Paris.
- Promberger, M. (2007): Leiharbeit. Flexibilität und Prekarität in der betrieblichen Praxis, in: Keller, B./Seifert, H. (Hg.): Atypische Beschäftigung – Flexibilisierung und soziale Risiken, Berlin, S. 127–144.
- Promberger, M./Wenzel, U./Pfeiffer, S./Hacket, A./Hirse-land, A. (2008): Beschäftigungsfähigkeit, Arbeitsvermögen und Arbeitslosigkeit, in: WSI-Mitteilungen, 61, 2, S. 70–76.
- Quack, S. (1993): Dynamik der Teilzeitarbeit, Berlin.
- Rabe-Hesketh, S./Skrondal, A. (2005): Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata, Stata-Press, College Station.
- Reinowski, E./Sauermann, J. (2008): Hat die Befristung von Arbeitsverträgen einen Einfluss auf die berufliche Weiterbildung geringqualifiziert beschäftigter Personen?, in: ZAF 4/2008 (in diesem Heft).
- Reinowski, E./Sauermann, J. (2007): Befristete Beschäftigung, berufliche Weiterbildung und ihre Finanzierung, in: Working Paper des Rat für Sozial und Wirtschaftsdaten 14/2007.
- Rodgers, G. (1989): Precarious work in Western Europe: The state of the debate, in: Rodgers, G./Rodgers, J. (ed.): Precarious Jobs in Labour Market Regulation, Geneva, S. 116.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Lage (2002): Jahresgutachten 2002/03, Bundesrat Drucksache 856/02, Berlin.
- Salengros, P./van de Leemput, C./Mukibangiey, L. (1989): Psychological and sociological perspectives on precarious employment in Belgium, in: Rodgers, G./Rodgers, J. (ed.): Precarious Jobs in Labour Market Regulation, Geneva, S. 197–223.
- Seidel, S./Münchhausen, G. (2007): Kompetenzentwicklung in der Zeitarbeit – Repräsentativerhebung bei Zeitarbeitsunternehmen, in: Münchhausen, G. (Hrsg.): Kompetenzentwicklung in der Zeitarbeit – Potentiale und Grenzen, S. 237–260.
- Seifert, H./Brehmer, W. (2008): Leiharbeit: Funktionswandel einer flexiblen Beschäftigungsform, in: WSI-Mitteilungen, 61, S. 335–342.
- Seifert, H./Massa-Wirth, H. (2005): Pacts for Employment and Competitiveness in Germany, in: Industrial Relations Journal, 36, S. 217–240.
- Sesselmeier, W. (2007): (De)Stabilisierung der Arbeitsmarktsegmentation?, in: Keller, B./Seifert, H. (Hg.): Atypische Beschäftigung – Flexibilisierung und soziale Risiken, Berlin, S. 67–80.
- SOEP Group (2001): The German Socio-Economic Panel (GSOEP) after more than 15 years – An overview, in: Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, 70 (1), S. 7–14.
- Statistisches Bundesamt (2008): Atypische Beschäftigung auf dem deutschen Arbeitsmarkt, Frankfurt/M.
- Storrie, D. (2006): Temporary agency work in the European Union, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Dublin.
- Wanger, S. (2006): Teilzeitarbeit fördert Flexibilität und Produktivität, in: IAB-Forschungsbericht Nr. 5, Nürnberg.
- Wiedemuth, J./Dombre, R. (2008): Regulierung der Zeitarbeit durch Tarifpolitik – eine Zwischenbilanz, in: Bispinck, R.: Verteilungskämpfe und Modernisierung, aktuelle Entwicklungen in der Tarifpolitik, Hamburg.
- Wilkins, I./Leber, U. (2003): Partizipation an beruflicher Weiterbildung – Empirische Ergebnisse auf Basis des

- Sozio-Ökonomischen Panels, in: MittAB 36, 3, S. 329–337.
- Wilhagen, T./Tros, F. (2004): The concept of „flexicurity“: A new approach to regulating employment and labour markets, in: Transfer, 10, 166–186.
- Wolf, E. (2003): What Hampers Part-Time Work. An Empirical Analysis of Wages, Hours Restrictions and Employment from a Dutch-German Perspective, ZEW economic studies 18, Mannheim.
- Wooldridge, J. M. (2002): Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, Massachusetts.

## Anhang

Tabelle 4

## Panelregression: Bruttostundenlohn und Niedriglohnschwelle

Abhängige Variable: Bruttostundenlohn liegt unter der Niedriglohnschwelle	Frauen	Männer
	Odds-Ratio (Standardfehler)	Odds-Ratio (Standardfehler)
<b>Arbeitsverhältnis</b>		
<i>Referenz: Unbefristet Vollzeitbeschäftigt (NAV)</i>	–	–
Befristet Vollzeitbeschäftigt	3,42 *** (0,29)	2,59*** (0,20)
Unbefristet Teilzeitbeschäftigt	1,85*** (0,09)	4,52*** (0,60)
Befristet Teilzeitbeschäftigt	2,73*** (0,30)	10,08*** (2,15)
Geringfügig Unbefristet	8,45*** (0,67)	9,91*** (1,47)
Geringfügig Befristet	15,09*** (2,97)	18,41*** (4,28)
Zeitarbeit/Leiharbeit	4,24*** (0,63)	6,36*** (0,90)
<b>Wirtschaftsbereich</b>		
<i>Referenz: Industrie</i>	–	–
Landwirtschaft	5,94*** (1,34)	6,25*** (1,08)
Öffentlicher Dienst	2,09*** (0,15)	0,59*** (0,05)
Dienstleistungen	2,66*** (0,16)	1,61*** (0,14)
Bau	3,07*** (0,21)	0,91 (0,08)
<b>Lebensalter in Jahren</b>	0,75*** (0,01)	0,67*** (0,01)
<b>Lebensalter quadriert</b>	1,00*** (0,00)	1,01*** (0,00)
<b>Keine deutsche Staatsbürgerschaft</b>	0,97 (0,08)	0,84** (0,08)
<b>Bildungszeit in Jahren</b>	0,82*** (0,01)	0,89*** (0,01)
<b>Berufserfahrung im Unternehmen in Jahren</b>	0,92*** (0,08)	0,89*** (0,00)
<b>Betriebsgröße gruppiert</b>		
<i>Referenz: weniger als 20 Beschäftigte</i>	–	–
20 bis 200 Beschäftigte	0,50*** (0,03)	0,44*** (0,03)
200 bis 2.000 Beschäftigte	0,25*** (0,02)	0,21*** (0,02)
mehr als 2.000 Beschäftigte	0,18*** (0,01)	0,17*** (0,14)

Tabelle 4 Fortsetzung

Abhängige Variable: Bruttostundenlohn liegt unter der Niedriglohnschwelle	Frauen	Männer
	Odds-Ratio (Standardfehler)	Odds-Ratio (Standardfehler)
<b>Jahre</b>		
<i>Referenz: 1989</i>	–	–
1990	1,17 (0,14)	1,06 (0,18)
1991	1,16 (0,14)	0,88 (0,14)
1992	0,95 (0,11)	0,01 (0,16)
1993	1,07 (0,12)	1,36** (0,21)
1994	1,08 (0,13)	1,36** (0,21)
1995	1,19* (0,14)	1,57*** (0,24)
1996	1,04 (0,12)	1,57*** (0,24)
1997	1,33*** (0,16)	1,79*** (0,28)
1998	1,10** (0,13)	1,99*** (0,31)
1999	1,30** (0,15)	1,90*** (0,30)
2000	1,54*** (0,17)	2,21*** (0,32)
2001	1,51*** (0,17)	2,12*** (0,31)
2002	1,80*** (0,20)	2,70*** (0,40)
2003	1,2*** (0,23)	2,80*** (0,43)
2004	1,93*** (0,22)	3,82*** (0,57)
2005	1,91*** (0,22)	3,52*** (0,54)
2006	2,24*** (0,26)	3,88*** (0,60)
2007	2,06*** (0,24)	3,85*** (0,58)
<b>Berufsbezogene Hierarchieebene</b>		
<i>Referenz: Angestellte mit qualifizierten Tätigkeiten</i>	–	–
Un- und angelernte Arbeiter	5,97*** (0,41)	2,88*** (0,26)
Facharbeiter	3,89*** (0,34)	1,43*** (0,12)

Tabelle 4 Fortsetzung

Abhängige Variable: Bruttostundenlohn liegt unter der Niedriglohnschwelle	Frauen	Männer
	Odds-Ratio (Standardfehler)	Odds-Ratio (Standardfehler)
Vorarbeiter und Kolonnenführer	0,80 (0,26)	1,20 (0,19)
Meister und Polier	0,37* (0,27)	1,16 (0,22)
Industrie und Werkmeister	1,39 (0,58)	0,71 (0,21)
Angestellte mit einfachen Tätigkeiten ohne Ausbildungsabschluss	3,67*** (0,25)	3,89*** (0,48)
Angestellte mit einfachen Tätigkeiten mit Ausbildungsabschluss	2,09*** (0,12)	1,92*** (0,22)
Angestellte mit hochqualifizierten Tätigkeiten	0,42*** (0,05)	0,32*** (0,04)
Angestellte mit umfassenden Führungsaufgaben	0,76 (0,19)	0,55*** (0,12)
Beamte im einfachen Dienst	3,41** (1,84)	4,38*** (1,23)
Beamte im mittleren Dienst	1,13 (0,30)	2,16*** (0,44)
Beamte im gehobenen Dienst	1,03 (0,22)	1,67** (0,38)
Beamte im höheren Dienst	1,05 (0,33)	0,88 (0,25)
<b>IMR</b>	1,31*** (0,11)	–
Zahl der Beobachtungen (N)	57.072	71.820
Personen (n)	10.956	12.440
Durchschnittliche Beobachtungsjahre	5,2	5,8
Wald Test (Freiheitsgrade)	5.610,58(50)	4.116,44(50)
$\rho$	0,54	0,52
Log Likelihood „Nullmodell“	–32.007,62	–20.545,36
Log Likelihood	–19.206,32	–12.840,74

Panelregression: Logistisches Random-Effects Modell.

Gruppenvariable: Personen.

Abhängige Variable: Bruttostundenlohn liegt unter der Niedriglohnschwelle.

\*\*\*, \*\* und \*: Signifikanzniveau auf 1, 5 und 10 %-Niveau.

Wald Test: Test auf gemeinsame Signifikanz aller Koeffizienten.

$\rho$  (rho): Homogenitätsmaß für Längsschnittsbeobachtungen.

Log Likelihood „Nullmodell“: Wahrscheinlichkeit der Beobachtungen, wenn alle Koeffizienten außer der Konstanten 0 sind.

Log Likelihood: Wahrscheinlichkeit der Beobachtungen mit angegebenen Koeffizienten.

SOEP-Jahrgänge 1989 bis 2007. 1989 bis 1991 nur Westdeutschland.

Quelle: SOEP, eigene Berechnung.

Tabelle 5

## Panelregression: Logarithmierter Bruttostundenlohn

Abhängige Variable: Logarithmierter Bruttostundenlohn	Frauen	Männer
	b-Koeffizient (Standardfehler)	b-Koeffizient (Standardfehler)
<b>Arbeitsverhältnis</b>		
<i>Referenz: Unbefristet Vollzeitbeschäftigt (NAV)</i>	–	–
Befristet Vollzeitbeschäftigt	–0,09*** (0,01)	–0,06*** (0,01)
Unbefristet Teilzeitbeschäftigt	–0,04*** (0,00)	–0,08*** (0,01)
Befristet Teilzeitbeschäftigt	–0,04*** (0,01)	–0,21*** (0,02)
Geringfügig Unbefristet	–0,24*** (0,01)	–0,37*** (0,01)
Geringfügig Befristet	–0,30*** (0,02)	–0,37*** (0,02)
Zeitarbeit/Leiharbeit	–0,10*** (0,01)	–0,12*** (0,01)
<b>Wirtschaftsbereich</b>		
<i>Referenz: Industrie</i>	–	–
Landwirtschaft	0,09*** (0,02)	0,11*** (0,02)
Öffentlicher Dienst	0,00 (0,01)	0,05*** (0,01)
Dienstleistungen	0,03*** (0,01)	0,00 (0,01)
Bau	0,03*** (0,01)	0,03*** (0,01)
<b>Ostdeutschland</b>	0,18*** (0,02)	0,18*** (0,01)
<b>Lebensalter in Jahren</b>	0,02*** (0,01)	0,04*** (0,01)
<b>Lebensalter quadriert</b>	–0,00*** (0,00)	–0,00*** (0,00)
<b>Keine deutsche Staatsbürgerschaft</b>	0,02 (0,02)	0,04*** (0,01)
<b>Bildungszeit in Jahren</b>	0,02*** (0,00)	0,01*** (0,00)
<b>Berufserfahrung im Unternehmen in Jahren</b>	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)
<b>Betriebsgröße gruppiert</b>		
<i>Referenz: weniger als 20 Beschäftigte</i>	–	–
20 bis 200 Beschäftigte	0,05*** (0,01)	0,06*** (0,00)
200 bis 2.000 Beschäftigte	0,09*** (0,01)	0,09*** (0,00)
mehr als 2.000 Beschäftigte	0,11*** (0,01)	0,11*** (0,01)



Tabelle 5 Fortsetzung

Abhängige Variable: Logarithmierter Bruttostundenlohn	Frauen	Männer
	b-Koeffizient (Standardfehler)	b-Koeffizient (Standardfehler)
<b>Jahre</b>		
<i>Referenz: 1989</i>	–	–
1990	0,79*** (0,01)	0,06*** (0,0,1)
1991	0,12*** (0,02)	0,02 (0,02)
1992	0,12*** (0,03)	0,12*** (0,02)
1993	0,23*** (0,04)	0,20*** (0,03)
1994	0,30*** (0,04)	0,25*** (0,05)
1995	0,35*** (0,05)	0,28*** (0,06)
1996	0,41*** (0,06)	0,32*** (0,07)
1997	0,42*** (0,07)	0,32*** (0,08)
1998	0,46*** (0,08)	0,33*** (0,08)
1999	0,49*** (0,08)	0,35*** (0,10)
2000	0,52*** (0,09)	0,37*** (0,11)
2001	0,55*** (0,11)	0,40*** (0,12)
2002	0,59*** (0,11)	0,43*** (0,12)
2003	0,64*** (0,13)	0,47*** (0,13)
2004	0,67*** (0,14)	0,48*** (0,14)
2005	0,69*** (0,14)	0,48*** (0,15)
2006	0,68*** (0,15)	0,47*** (0,16)
2007	0,70*** (0,15)	0,48*** (0,17)
<b>Berufsbezogene Hierarchieebene</b>		
<i>Referenz: Angestellte mit qualifizierten Tätigkeiten</i>	–	–
Un- und angelernte Arbeiter	0,05*** (0,00)	0,04*** (0,01)
Facharbeiter	0,04*** (0,00)	0,02*** (0,01)

Tabelle 5 Fortsetzung

Abhängige Variable: Logarithmierter Bruttostundenlohn	Frauen	Männer
	b-Koeffizient (Standardfehler)	b-Koeffizient (Standardfehler)
Vorarbeiter und Kolonnenführer	0,11*** (0,03)	0,01 (0,01)
Meister und Polier	0,06 (0,05)	0,01 (0,01)
Industrie und Werkmeister	0,07** (0,04)	0,01 (0,01)
Angestellte mit einfachen Tätigkeiten ohne Ausbildungsabschluss	0,05*** (0,01)	0,07*** (0,01)
Angestellte mit einfachen Tätigkeiten mit Ausbildungsabschluss	0,02*** (0,01)	0,04*** (0,01)
Angestellte mit hochqualifizierten Tätigkeiten	0,07*** (0,01)	0,05*** (0,00)
Angestellte mit umfassenden Führungsaufgaben	0,08*** (0,02)	0,09*** (0,01)
Beamte im einfachen Dienst	0,08* (0,05)	0,04* (0,02)
Beamte im mittleren Dienst	0,02 (0,02)	0,03** (0,01)
Beamte im gehobenen Dienst	0,03 (0,02)	0,03* (0,01)
Beamte im höheren Dienst	0,06** (0,02)	0,05*** (0,02)
<b>IMR</b>	-0,04*** (0,00)	–
<b>Konstante</b>	1,72*** (0,13)	2,07*** (0,14)
<b>Zahl der Beobachtungen (N)</b>	55.743	70.338
Personen (n)	10.845	12.308
Durchschnittliche Beobachtungsjahre	5,1	5,7
F-Statistik (Freiheitsgrade)	300,79(51)	643,57(50)
$\rho$	0,74	0,74
R <sup>2</sup> within	0,26	0,36
R <sup>2</sup> between	0,30	0,56
R <sup>2</sup> overall	0,31	0,49

Panelregression: Lineares Fixed-Effects Modell.

Gruppenvariable: Personen.

Abhängige Variable: logarithmierter Bruttostundenlohn.

$\rho$  (rho): Homogenitätsmaß für Längsschnittsbeobachtungen.

SOEP-Jahrgänge 1989 bis 2007. 1989 bis 1991 nur Westdeutschland.

Quelle: SOEP, eigene Berechnung.

Tabelle 6  
Panelregression: im Folgejahr Arbeit suchend

Abhängige Variable: Im Folgejahr Arbeit suchend	Frauen	Männer
	Odds-Ratio (Standardfehler)	Odds-Ratio (Standardfehler)
<b>Arbeitsverhältnis</b>		
<i>Referenz: Unbefristet Vollzeitbeschäftigt (NAV)</i>	–	–
Befristet Vollzeitbeschäftigt	3,35*** (0,32)	3,07*** (0,25)
Unbefristet Teilzeitbeschäftigt	0,93 (0,06)	0,88 (0,16)
Befristet Teilzeitbeschäftigt	2,99*** (0,39)	2,46*** (0,69)
Geringfügig Unbefristet	0,76** (0,09)	0,93 (0,16)
Geringfügig Befristet	1,96*** (0,45)	1,6 (0,49)
Zeitarbeit/Leiharbeit	3,60*** (0,64)	3,14*** (0,51)
<b>Wirtschaftsbereich</b>		
<i>Referenz: Industrie</i>	–	–
Landwirtschaft	2,48*** (0,52)	2,27*** (0,39)
Öffentlicher Dienst	2,28*** (0,19)	1,64*** (0,15)
Dienstleistungen	1,87*** (0,15)	1,71*** (0,17)
Bau	2,16*** (0,18)	2,29*** (0,22)
<b>Ostdeutschland</b>	3,02*** (0,20)	2,74*** (0,18)
<b>Lebensalter in Jahren</b>	0,94*** (0,02)	0,85*** (0,14)
<b>Lebensalter quadriert</b>	1,00*** (0,00)	1,00*** (0,00)
<b>Keine deutsche Staatsbürgerschaft</b>	1,16 (0,11)	1,34*** (0,10)
<b>Bildungszeit in Jahren</b>	0,94*** (0,02)	0,91*** (0,14)
<b>Berufserfahrung im Unternehmen in Jahren</b>	0,98*** (0,00)	0,98*** (0,00)
<b>Betriebsgröße gruppiert</b>		
<i>Referenz: weniger als 20 Beschäftigte</i>	–	–
20 bis 200 Beschäftigte	0,89* (0,58)	0,68*** (0,04)
200 bis 2.000 Beschäftigte	0,76*** (0,58)	0,58*** (0,04)
mehr als 2.000 Beschäftigte	0,64*** (0,56)	0,49*** (0,04)

Tabelle 6 Fortsetzung

Abhängige Variable: Im Folgejahr Arbeit suchend	Frauen	Männer
	Odds-Ratio (Standardfehler)	Odds-Ratio (Standardfehler)
<b>Jahre</b>		
<i>Referenz: 1989</i>	-	-
1990	0,71 (0,20)	1,31 (0,29)
1991	3,40*** (0,66)	2,50*** (0,47)
1992	2,45*** (0,50)	2,67*** (0,51)
1993	2,65*** (0,54)	3,07*** (0,58)
1994	2,36*** (0,49)	2,52*** (0,49)
1995	2,07*** (0,43)	2,86*** (0,54)
1996	2,24*** (0,46)	3,69*** (0,70)
1997	1,90** (0,40)	3,24*** (0,62)
1998	1,50** (0,32)	2,53*** (0,49)
1999	1,21 (0,27)	2,00*** (0,40)
2000	1,22 (0,25)	2,13*** (0,40)
2001	1,67*** (0,33)	2,52*** (0,48)
2002	1,63** (0,33)	3,16*** (0,59)
2003	1,53** (0,31)	2,77*** (0,53)
2004	1,62** (0,33)	2,93*** (0,56)
2005	1,4 (0,29)	2,25*** (0,45)
2006	1,14 (0,24)	1,18 (0,25)
<b>Berufsbezogene Hierarchieebene</b>		
<i>Referenz: Angestellte mit qualifizierten Tätigkeiten</i>	-	-
Un- und angelernte Arbeiter	1,82*** (0,15)	1,82*** (0,17)
Facharbeiter	1,59*** (0,16)	1,32*** (0,12)

Tabelle 6 Fortsetzung

Abhängige Variable: Im Folgejahr Arbeit suchend	Frauen	Männer
	Odds-Ratio (Standardfehler)	Odds-Ratio (Standardfehler)
Vorarbeiter und Kolonnenführer	0,91 (0,42)	1,00 (0,15)
Meister und Polier	0,81 (0,56)	1,24 (0,23)
Industrie und Werkmeister	2,50** (1,13)	0,93 (0,22)
Angestellte mit einfachen Tätigkeiten ohne Ausbildungsabschluss	1,30*** (0,13)	1,34* (0,21)
Angestellte mit einfachen Tätigkeiten mit Ausbildungsabschluss	1,18** (0,10)	1,24 (0,18)
Angestellte mit hochqualifizierten Tätigkeiten	0,95 (0,11)	0,86 (0,09)
Angestellte mit umfassenden Führungsaufgaben	1,15 (0,36)	0,46*** (0,11)
Beamte im einfachen Dienst	2,82 (1,86)	0,52 (0,32)
Beamte im mittleren Dienst	0,19** (0,14)	0,21*** (0,09)
Beamte im gehobenen Dienst	0,24*** (0,13)	0,15*** (0,08)
Beamte im höheren Dienst	0,00 (0,00)	0,47*** (0,05)
<b>Zahl der Beobachtungen (N)</b>	61.621	75.278
Personen (n)	11.553	12.866
Durchschnittliche Beobachtungsjahre	5,3	5,9
Wald Test (Freiheitsgrade)	1.255,00(49)	1.624,26(49)
$\rho$	0,24	0,27
Log Likelihood „Nullmodell“	-9.102,91	-11.007,32
Log Likelihood	-8.155,68	-9.624,35

Panelregression: Logistisches Random-Effects Modell.

Gruppenvariable: Personen.

Abhängige Variable: im Folgejahr Arbeit suchend.

\*\*\*, \*\* und \*: Signifikanzniveau auf 1, 5 und 10 %-Niveau.

Wald Test: Test auf gemeinsame Signifikanz aller Koeffizienten.

$\rho$  (rho): Homogenitätsmaß für Längsschnittsbeobachtungen.

Log Likelihood „Nullmodell“: Wahrscheinlichkeit der Beobachtungen, wenn alle

Koeffizienten außer der Konstanten 0 sind. Log Likelihood: Wahrscheinlichkeit

der Beobachtungen mit angegebenen Koeffizienten.

SOEP-Jahrgänge 1989 bis 2006. 1989 bis 1991 nur Westdeutschland.

Quelle: SOEP, eigene Berechnung.

Tabelle 7

**Panelregression: Teilnahme an Kursen zur betrieblichen Weiterbildung**

Abhängige Variable: Teilnahme an Kursen zur betrieblichen Weiterbildung	Frauen	Männer
	Odds-Ratio (Standardfehler)	Odds-Ratio (Standardfehler)
<b>Arbeitsverhältnis</b>		
<i>Referenz: Unbefristet Vollzeitbeschäftigt (NAV)</i>	–	–
Befristet Vollzeitbeschäftigt	0,92 (0,15)	0,78* (0,10)
Unbefristet Teilzeitbeschäftigt	0,65*** (0,06)	0,46*** (80,10)
Befristet Teilzeitbeschäftigt	0,63** (0,14)	0,64 (0,26)
Geringfügig Unbefristet	0,38*** (0,07)	0,29*** (0,90)
Geringfügig Befristet	0,07*** (0,04)	0,27** (0,14)
Zeitarbeit/Leiharbeit	0,95 (0,32)	0,79 (0,24)
<b>Wirtschaftsbereich</b>		
<i>Referenz: Industrie</i>	–	–
Landwirtschaft	0,12*** (0,06)	0,25*** (0,09)
Öffentlicher Dienst	0,29*** (0,04)	0,64*** (0,07)
Dienstleistungen	0,61*** (0,06)	0,82** (0,09)
Bau	0,21*** (0,03)	0,61*** (0,08)
<b>Ostdeutschland</b>	1,85*** (0,24)	1,42*** (0,17)
<b>Lebensalter in Jahren</b>	1,22*** (0,04)	1,17*** (0,03)
<b>Lebensalter quadriert</b>	0,99*** (0,10)	0,99*** (0,00)
<b>Keine deutsche Staatsbürgerschaft</b>	0,23*** (0,06)	0,10*** (0,02)
<b>Bildungszeit in Jahren</b>	1,36*** (0,03)	1,31*** (0,03)
<b>Berufserfahrung im Unternehmen in Jahren</b>	1,00 (0,01)	0,99 (0,00)
<b>Betriebsgröße gruppiert</b>		
<i>Referenz: weniger als 20 Beschäftigte</i>	–	–
20 bis 200 Beschäftigte	1,31*** (0,13)	1,31*** (0,13)
200 bis 2.000 Beschäftigte	1,77*** (0,20)	2,13*** (0,22)
mehr als 2.000 Beschäftigte	1,72*** (0,20)	3,03*** (0,33)

Tabelle 7 Fortsetzung

Abhängige Variable: Teilnahme an Kursen zur betrieblichen Weiterbildung	Frauen	Männer
	Odds-Ratio (Standardfehler)	Odds-Ratio (Standardfehler)
<b>Jahre</b>		
<i>Referenz: 1991</i>	–	–
1992	1,16 (0,17)	0,91 (0,09)
1993	1,18 (0,17)	0,98 (0,10)
1998	1,58*** (0,23)	1,03 (0,10)
1999	1,81*** (0,27)	1,05 (0,10)
2000	1,95*** (0,28)	1,14 (0,10)
2002	1,12 (0,16)	0,96 (0,09)
2003	1,15 (0,17)	1,04 (0,10)
2004	1,21 (0,18)	1,17* (0,11)
<b>Berufsbezogene Hierarchieebene</b>		
<i>Referenz: Angestellte mit qualifizierten Tätigkeiten</i>	–	–
Un- und angelernte Arbeiter	0,04*** (0,01)	0,06*** (0,01)
Facharbeiter	0,30*** (0,05)	0,14*** (0,02)
Vorarbeiter und Kolonnenführer	0,43 (0,28)	0,26*** (0,04)
Meister und Polier	0,36 (0,36)	0,37*** (0,08)
Industrie und Werkmeister	0,13** (0,13)	0,67* (0,15)
Angestellte mit einfachen Tätigkeiten ohne Ausbildungsabschluss	0,26*** (0,04)	0,17*** (0,04)
Angestellte mit einfachen Tätigkeiten mit Ausbildungsabschluss	0,53*** (0,05)	0,38*** (0,06)
Angestellte mit hochqualifizierten Tätigkeiten	1,32** (0,17)	1,18 (0,12)
Angestellte mit umfassenden Führungsaufgaben	1,47 (0,48)	1,06 (0,19)
Beamte im einfachen Dienst	1,19 (0,99)	1,33 (0,59)
Beamte im mittleren Dienst	1,48 (0,49)	2,65*** (0,65)
Beamte im gehobenen Dienst	2,46*** (0,65)	6,25*** (1,42)
Beamte im höheren Dienst	2,98** (1,09)	3,02*** (0,81)

Tabelle 7 Fortsetzung

Abhängige Variable: Teilnahme an Kursen zur betrieblichen Weiterbildung	Frauen	Männer
	Odds-Ratio (Standardfehler)	Odds-Ratio (Standardfehler)
<b>IMR</b>	0,53*** (0,10)	–
<b>Zahl der Beobachtungen (N)</b>	28.759	37.859
Personen (n)	8.709	10.097
Durchschnittliche Beobachtungsjahre	3,3	3,7
Wald Test (Freiheitsgrade)	1.525,29(41)	2.090,23(40)
$\rho$	0,81	0,82
Log Likelihood „Nullmodell“	–14.418,89	–23.602,07
Log Likelihood	–10.643,09	–14.203,28

Panelregression: Logistisches Random-Effects Modell.

Gruppenvariable: Personen.

Abhängige Variable: Teilnahme an Kursen zur betrieblichen Weiterbildung.

\*\*\*, \*\* und \*: Signifikanzniveau auf 1, 5 und 10 %-Niveau.

Wald Test: Test auf gemeinsame Signifikanz aller Koeffizienten.

$\rho$  (rho): Homogenitätsmaß für Längsschnittsbeobachtungen.

Log Likelihood „Nullmodell“: Wahrscheinlichkeit der Beobachtungen, wenn alle Koeffizienten außer der Konstanten 0 sind.

Log Likelihood: Wahrscheinlichkeit der Beobachtungen mit angegebenen Koeffizienten.

SOEP-Jahrgänge 1991 bis 1993, 1998 bis 2000, 2002 bis 2004.

Quelle: SOEP, eigene Berechnung.