

## SOEPpapers

on Multidisciplinary Panel Data Research

SOEP – The German Socio-Economic Panel Study at DIW Berlin

581-2013

# Generation Ungewiss – Berufseinsteiger auf dem Weg ins Abseits? Empirische Vergleiche zur Chancenentwicklung von befristet beschäftigten Arbeitsmarkteinsteiger/innen

Marie-Christine Fregin

## **SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research** at DIW Berlin

This series presents research findings based either directly on data from the German Socio-Economic Panel Study (SOEP) or using SOEP data as part of an internationally comparable data set (e.g. CNEF, ECHP, LIS, LWS, CHER/PACO). SOEP is a truly multidisciplinary household panel study covering a wide range of social and behavioral sciences: economics, sociology, psychology, survey methodology, econometrics and applied statistics, educational science, political science, public health, behavioral genetics, demography, geography, and sport science.

The decision to publish a submission in SOEPPapers is made by a board of editors chosen by the DIW Berlin to represent the wide range of disciplines covered by SOEP. There is no external referee process and papers are either accepted or rejected without revision. Papers appear in this series as works in progress and may also appear elsewhere. They often represent preliminary studies and are circulated to encourage discussion. Citation of such a paper should account for its provisional character. A revised version may be requested from the author directly.

Any opinions expressed in this series are those of the author(s) and not those of DIW Berlin. Research disseminated by DIW Berlin may include views on public policy issues, but the institute itself takes no institutional policy positions.

The SOEPPapers are available at  
**<http://www.diw.de/soeppapers>**

### **Editors:**

Jürgen **Schupp** (Sociology)

Gert G. **Wagner** (Social Sciences, Vice Dean DIW Graduate Center)

Conchita **D'Ambrosio** (Public Economics)

Denis **Gerstorff** (Psychology, DIW Research Director)

Elke **Holst** (Gender Studies, DIW Research Director)

Frauke **Kreuter** (Survey Methodology, DIW Research Professor)

Martin **Kroh** (Political Science and Survey Methodology)

Frieder R. **Lang** (Psychology, DIW Research Professor)

Henning **Lohmann** (Sociology, DIW Research Professor)

Jörg-Peter **Schräpler** (Survey Methodology, DIW Research Professor)

Thomas **Siedler** (Empirical Economics)

C. Katharina **Spieß** (Empirical Economics and Educational Science)

ISSN: 1864-6689 (online)

German Socio-Economic Panel Study (SOEP)  
DIW Berlin  
Mohrenstrasse 58  
10117 Berlin, Germany

Contact: Uta Rahmann | [soeppapers@diw.de](mailto:soeppapers@diw.de)

# **GENERATION UNGEWISS – BERUFSEINSTEIGER AUF DEM WEG INS ABSEITS?**

Empirische Vergleiche zur Chancenentwicklung von befristet  
beschäftigten Arbeitsmarkteinsteiger/innen

**Marie-Christine Fregin**

Pfrondorfer Str. 2/1 | 72074 Tübingen

Kontakt: [marie\\_fregin@gmx.de](mailto:marie_fregin@gmx.de)

März 2013

## **Abstract**

This paper examines the effect of changing labor market conditions and individual characteristics on early labor market career results. More precisely, it tackles the chances for a transition from fixed-term to permanent employment during the professional start-up phase and explores explaining factors. Longitudinal data of the SOEP (survey years 1990-2010) are used to conduct an empirical investigation. Several theory-based hypotheses are being tested by means of descriptive analysis and multivariate nested discrete-time survival analysis models. Findings suggest that the timing of labor market entrance has hardly any effect on the transition from fixed-term to permanent work. The stock of human capital (level of formal qualification) has a statistically highly significant impact on transitions: compared to those with a middle qualification level, people with a high and a low educational qualification do have poorer chances of contracts for an indefinite term. Public employees have poorer chances than other employees. There is no statistical evidence for the effects of the variables sex, migration background, age and size of corporation. In contrast, higher regional unemployment rates decrease, a growth of GDP increases the opportunity for a transition to permanent employment.

*„Zu den Konstanten der modernen Gesellschaft  
gehört der permanente Wandel.“  
(Schmid 2010: 3)*

## 1. EINLEITUNG<sup>1</sup>

Dass die Zahl der Arbeitslosen zwischen 2006 und 2011 von 4,3 Millionen auf 2,8 Millionen gesunken ist, ist ein gutes Zeichen (vgl. Weber/ Weber 2013: 1). Dass die Deutschen im Schnitt 10,8 Jahre in einem Unternehmen arbeiten und 60 Prozent der Erwerbstätigen nach wie vor eine unbefristete Stelle haben, auch<sup>2</sup>. Und auch im Januar 2013 bescheinigte das Statistische Bundesamt dem deutschen Arbeitsmarkt eine „*stabile Entwicklung in unsicheren Zeiten*“, von einer „*erfreulichen Entwicklung bei den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten*“ war die Rede<sup>3</sup> – auch das: ein gutes Zeichen. Doch wo Licht ist, ist auch Schatten.

### 1.1 Atypische Beschäftigung: Verbreitung und mögliche Folgen

Neben einer positiven Gesamttendenz gibt es am deutschen Arbeitsmarkt Entwicklungen, die einhellig negativ bewertet werden und die immer wieder Gegenstand der öffentlichen Diskussion und der medialen Berichterstattung sind. Dazu gehören zum Beispiel die Zukunftschancen der jungen Generation, von der gesagt wird, sie hätte ihre Ausbildung so stark wie keine vor ihr auf den Arbeitsmarkt ausgerichtet, deren Einstieg ins Erwerbsleben aber trotzdem von Schwierigkeiten und Hürden gekennzeichnet ist. Viel diskutiert wird auch die Zunahme von atypischen Beschäftigungsverhältnissen, die nicht der Vorstellung einer

---

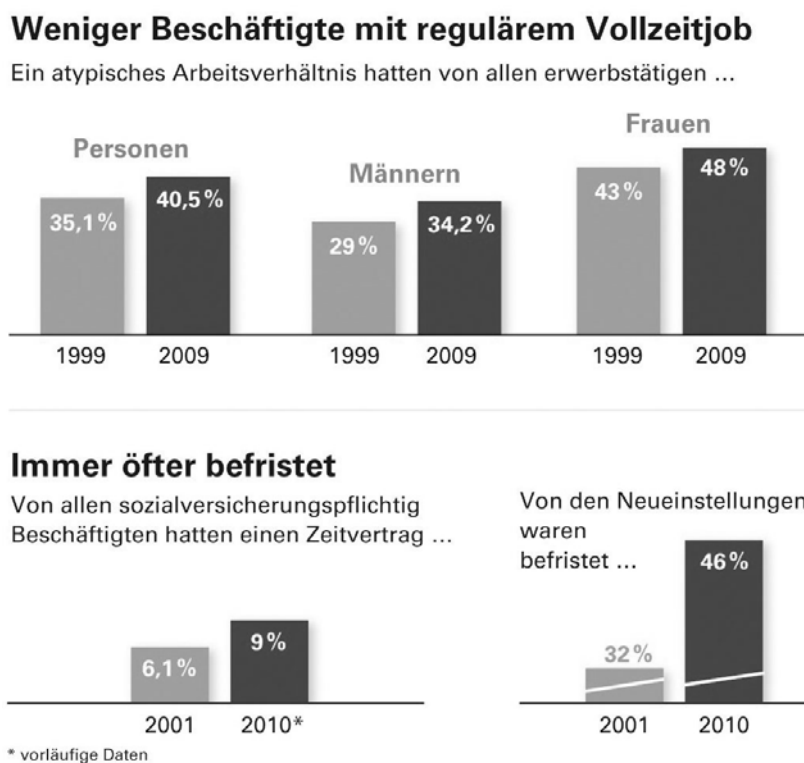
<sup>1</sup> Vorliegendes Paper ist eine schriftliche Arbeit zur Erlangung des Akademischen Grades „Magistra Artium“ an der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Eberhard Karls Universität Tübingen. Betreut wurde diese Arbeit von Prof. Dr. Steffen Hillmert und Dr. Susanne Strauß. Für die Veröffentlichung wurde der Text leicht überarbeitet.

<sup>2</sup> Vgl. hierzu Zahlen zum Thema „Auslaufmodell Normalarbeitsverhältnis?“ auf der Homepage des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) unter <http://www.iab.de/1406/view.aspx>, zuletzt geprüft am 10.02.2013.

<sup>3</sup> Quelle: Homepage des Statistischen Bundesamtes: [https://www.destatis.de/DE/Publikationen/STATmagazin/Arbeitsmarkt/2013\\_01/Arbeitsmarkt2013\\_01.html;jsessionid=53C355AAAE81352DA500A89F01EC9CFA.cae2](https://www.destatis.de/DE/Publikationen/STATmagazin/Arbeitsmarkt/2013_01/Arbeitsmarkt2013_01.html;jsessionid=53C355AAAE81352DA500A89F01EC9CFA.cae2), zuletzt geprüft am 10.02.2013.

unbefristeten und voll sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung in einem Unternehmen – mithin einem so genannten Normalarbeitsverhältnis – entsprechen. Nach der internationalen Krise, die Ende 2008 begann, wuchs im „Boomjahr 2010“ ausschließlich der Bereich der atypischen Beschäftigung. Dagegen ging die Zahl der Normalarbeitsverhältnisse zurück (vgl. Hans-Böckler-Stiftung (Hg.): 2011b). Die folgende Grafik veranschaulicht diese Entwicklung.

ABBILDUNG 1: ENTWICKLUNG DER ATYPISCHEN BESCHÄFTIGUNG



Quelle: Hans-Böckler-Stiftung (Hg.) (2011d). Link zur Grafik: [http://www.boeckler.de/hbs\\_showpicture.htm?id=33446&chunk=1](http://www.boeckler.de/hbs_showpicture.htm?id=33446&chunk=1), zuletzt geprüft am 01.02.2013. Die Zahlen beruhen auf Berechnungen des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (März 2011).

Die Ausbreitung von atypischen Beschäftigungsverhältnissen geschieht keineswegs zufällig: Nicht zuletzt geht diese Entwicklung auf öffentliche Förderprogramme und Deregulierung zurück (vgl. Keller/ Seifert 2009b: 7). Während der deutsche Arbeitsmarkt bis in die 70er Jahre des 20. Jahrhunderts vorwiegend durch Stabilität gekennzeichnet war, gestaltet sich die Situation heute anders: „Das Wirtschaftssystem und damit die wichtigsten Bereiche

*Beschäftigung und Arbeit zählen zu den dynamischsten Teilgebieten [der modernen Gesellschaft]*“ (Schmid 2010: 3). Als Ursache dieser Dynamik wird vor allem der Prozess der Globalisierung angesehen, im Zuge dessen sich der globale Wettbewerb verschärft und intensiviert hat (vgl. u.a. Kurz 2005; Mills/ Blossfeld 2005; Buchholz 2008). Sowohl Kapital als auch Arbeitskräfte wurden zunehmend mobiler und zwangen Firmen, aber auch nationale Ökonomien, sich anzupassen: Innerhalb der Nationen spiegelt sich dies in einer zunehmenden Notwendigkeit für Regierungen wider, die internationale Wettbewerbsfähigkeit ihrer Ökonomien zu erhalten bzw. zu verbessern (vgl. Blossfeld/ Mills 2005: 4f.). Nach Keller/ Seifert (2008: 6) gilt die *„Flexibilität des Arbeitsmarktes [...] als zentrale Voraussetzung für die Bewältigung des Strukturwandels, für wirtschaftliches Wachstum und den Abbau der Arbeitslosigkeit“*. Mit Verweis auf die Globalisierung wurde am deutschen Arbeitsmarkt eine Reihe von Maßnahmen ergriffen, die auf eine sukzessive Deregulierung setzten. Im Zuge der schrittweisen Reformen veränderte sich die Arbeitswelt, wurde dynamischer und flexibler. Und mit dem Strukturwandel wurden die Erwerbsformen vielfältiger. Es entstanden Abweichungen vom „Normalarbeitsverhältnis“, so genannte Formen der „atypischen Beschäftigung“. An dieser Stelle gilt es zunächst einmal zu klären, was darunter verstanden wird, bevor ein detaillierter Blick auf die aktuelle Lage am deutschen Arbeitsmarkt geworfen wird.

### **BEGRIFFSEXPLIKATION: ATYPISCHE & BEFRISTETE BESCHÄFTIGUNG**

Atypische Beschäftigung wird in der Regel in einer negativen Abgrenzung zum Normalarbeitsverhältnis definiert, das vorwiegend gekennzeichnet ist durch folgende Merkmale: Vollzeitätigkeit ohne Befristung mit adäquatem, zumindest aber ausreichendem Einkommen; Einbindung in die Systeme sozialer Sicherung (v.a. Arbeitslosen-, Kranken- und Rentenversicherung); Gleichheit von Arbeits- und Beschäftigungsverhältnis<sup>4</sup> sowie Weisungsgebundenheit des Arbeitnehmers vom Arbeitgeber (vgl. Keller/ Seifert 2009a: 40f.; Mückenberger 1985: 422; Hoffmann/ Walwei 1998: 410). Atypische Beschäftigungsverhältnisse weichen in mindestens einer der genannten Kategorien vom

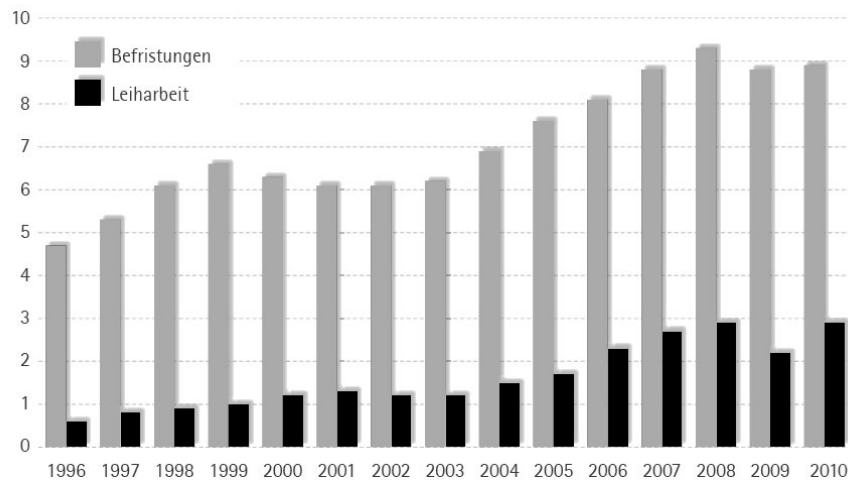
---

<sup>4</sup> Dies bedeutet, dass Arbeitnehmer/innen bei dem/der Arbeitgeber/in angestellt sind, für den/die sie auch tatsächlich arbeiten und nicht wie beispielsweise bei Leiharbeit, bei der das *„Arbeitsverhältnis (zwischen Verleiher und Leiharbeitnehmer) und Beschäftigungsverhältnis (zwischen Entleiher und Leiharbeitnehmer) auseinander[fallen]“* (Keller/ Seifert 2009a: 41).

Normalarbeitsverhältnis ab. Es handelt sich sozusagen um eine Art „Sammelkategorie“ heterogener Beschäftigungsformen, zu der u.a. geringfügige Beschäftigung, Teilzeit und Leiharbeit gehören (vgl. Keller/ Seifert 2009a: 40f.). Eine weitere Form der atypischen Beschäftigung sind zeitlich befristete Arbeitsverhältnisse, die sich dadurch auszeichnen, dass bereits vor Beginn der Beschäftigung ein Vertragsende festgesetzt ist. Die Befristung von Arbeitsstellen ändert einen wesentlichen Aspekt des Normalarbeitsverhältnisses: Verträge mit Verfallsdatum stellen die Sicherheit kontinuierlicher Beschäftigung auf drastische Weise in Frage (vgl. Giesecke/ Groß 2009: 86). Trotzdem – oder gerade deshalb? – standen Kündigungs- und Befristungsrecht zuletzt im Zentrum der arbeitsrechtlichen Gesetzgebung und wurden nach und nach gelockert<sup>5</sup> (vgl. Hanau 2007: 348). Die folgende Grafik veranschaulicht den relativen Anstieg der Anteile von Leiharbeit und Befristung an allen sozialversicherungspflichtigen Arbeitsverhältnissen seit Mitte der 1990er.

**ABBILDUNG 2: ENTWICKLUNG VON LEIHARBEIT UND BEFRISTETER BESCHÄFTIGUNG (1996 – 2010)**

**Entwicklung von Leiharbeit und Befristungen 1996 bis 2010**  
Anteile an allen sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnissen in Prozent



Quelle: Befristungen: IAB-Betriebspanel 1996-2010, Leiharbeit: Arbeitnehmerüberlassungsstatistik und Beschäftigtenstatistik der Bundesagentur für Arbeit.

© IAB

Quelle: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.  
Link zur Grafik: <http://doku.iab.de/kurzgraf/2011/kbfolien04111.pdf>,  
zuletzt geprüft am 13.02.2013.

<sup>5</sup> Die Reformprozesse am deutschen Arbeitsmarkt werden in Kapitel 4.1. dargestellt.

Zwar hat sich der Anteil der Befristungen in den letzten zwei Jahrzehnten fast verdoppelt, trotz mehrfacher Deregulierung befanden sich im Jahr 2010 jedoch nur knapp 9 Prozent aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in befristeten Arbeitsverhältnissen (vgl. obige Grafik). Die Bestandsgrößen der befristeten Beschäftigungsverhältnisse erwecken den Eindruck, Verträge mit Verfallsdatum seien kein Massenphänomen, das die These einer ‚Erosion des Normalarbeitsverhältnisses‘<sup>6</sup> rechtfertige (vgl. Hohendanner 2010: 2). Anders stellt sich die Situation jedoch dar, wenn man die Verteilung der Anteile befristeter Beschäftigung über die Altersgruppen betrachtet. Die Ergebnisse einer Arbeitskräfteerhebung des Statistischen Bundesamtes im Jahr 2009 zeigen: *„Die Ausweitung atypischer Beschäftigungsverhältnisse betrifft alle Altersgruppen, die jungen Erwerbstätigen aber in besonderem Maße“* (vgl. Wingerter 2011: 111). Im Jahr 2009 waren 21,9 Prozent aller Erwerbstätigen zwischen 15 und 56 Jahren, die sich nicht in Bildung oder Ausbildung befanden, atypisch beschäftigt. Davon befanden sich 7,4 Prozent in befristeter Anstellung. Unter den 20- bis 24-jährigen Arbeitsmarkteinsteiger/innen<sup>7</sup> war jedoch rund ein Drittel (34 Prozent) atypisch beschäftigt. Wingerter (2011: 109) kam zu dem Ergebnis, dass der Hauptgrund für die *„höheren Anteile atypisch beschäftigter junger Menschen“* (ebd.) die befristete Beschäftigung war: *„So waren [im Jahr 2009; Anm. der Verf.] 41,1 % der 15- bis 19-Jährigen, 24,7 % der 20- bis 24-Jährigen, 15,8 % der 25- bis 29-Jährigen und 10,4 % der 30- bis 34-Jährigen in einem befristeten Beschäftigungsverhältnis“* (ebd.). Ein Blick auf den Anteil der befristeten Verträge unter den Neueinstellungen macht zudem deutlich, dass sie in der betrieblichen Personalpolitik quantitativ sehr wohl eine große Rolle spielen und in ihrer Bedeutung zunehmen: Zwischen 2001 und 2009 ist der Anteil der befristeten Beschäftigungsverhältnisse unter den Neueinstellungen von 32 auf 47 Prozent gestiegen – fast jede zweite Neueinstellung erfolgt mittlerweile also befristet (vgl. Hohendanner 2010: 2). Trotzdem sind befristete Verträge nicht die Form der atypischen Beschäftigung, die gemessen an ihrer Quantität in der Gesamtbeschäftigung die größte Bedeutung hat – andere Formen der atypischen Beschäftigung (wie zum Beispiel geringfügige Beschäftigung) breiteten sich weit mehr aus (vgl. Keller/ Seifert 2009b: 7).

---

<sup>6</sup> Diese Idee ist keineswegs neu, sondern wird schon seit Jahrzehnten kontrovers diskutiert (vgl. z.B. Mückenberger 1985 oder Hoffmann/ Walwei 1998).

<sup>7</sup> In vorliegender Arbeit wird darauf geachtet, jeweils die weibliche und männliche Form zu verwenden. An Stellen, an denen dieses Vorgehen jedoch die Lesbarkeit beeinträchtigt indem es zu Unübersichtlichkeit führt, wird nur die maskuline Namensform verwendet, obwohl Frauen gleichermaßen einbezogen sind.



## WELCHE FOLGEN KÖNNTE DAS FÜR ARBEITNEHMER/INNEN HABEN?

Die Expansion der atypischen Beschäftigungsformen wirft Probleme auf, die sich in Form erhöhter Prekaritätsrisiken niederschlagen. Die Ausbreitung atypischer Beschäftigungsverhältnisse per se als Prekarisierung anzusehen, greift jedoch zu kurz und verstellt darüber hinaus den Blick auf eine differenziertere soziologische Betrachtung des Phänomens.

Aus theoretischer Sicht scheinen grundsätzlich zwei gegensätzliche Szenarien für die Konsequenzen von Befristungen beim Erwerbseinstieg plausibel: Schafft ein/e Arbeitsmarkteinsteiger/in den Übergang in gesicherte Vertragsverhältnisse auf lange Sicht nicht, so könnte sich die Befristung als Sackgasse oder Falle erweisen. Für diejenigen Jugendlichen, die über befristete Beschäftigungsverhältnisse in den Arbeitsmarkt einsteigen, könnte dies daher eine ungünstige Ausgangsposition hinsichtlich ihrer Karriere darstellen. Sie laufen Gefahr, in Befristungsketten zu landen, in denen durch aufeinanderfolgende Phasen der Befristung oder Arbeitslosigkeit Prekaritätsrisiken auf lange Sicht kumulieren. Wird die Befristung jedoch als eine Art verlängerte Probezeit genutzt, in der der/die Arbeitgeber/in prüfen kann, ob der/die Beschäftigte tatsächlich zum Job und zum Unternehmen passt, so könnte sie auch als Sprungbrett in reguläre Beschäftigung dienen (vgl. Boockmann/ Hagen 2007: 150 sowie 2006: 41ff.). Besonders Berufsanfänger/innen könnte in diesem Zwischenstadium die Chance gegeben werden, Arbeitsmarkterfahrung zu sammeln und Kontakte zu knüpfen. *„Die Bewertung atypischer Beschäftigungsverhältnisse hängt ganz von der individuellen Situation des/der Beschäftigten ab und von den Zielen, die er oder sie damit verknüpfen. So gesehen ermöglichen atypische Beschäftigungsverhältnisse nicht nur Arbeitgebern, sondern auch Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern ein größeres Maß an Flexibilität“* (Wingerter 2011: 108; vgl. auch Keller/ Seifert 2009a: 43ff.). Daher sind nicht alle atypischen Beschäftigungsformen umstandslos mit prekärer Beschäftigung gleichzusetzen, auch wenn das in der Literatur teils der Fall ist (vgl. u.a. IGMetall 2010). Fakt ist jedoch, dass vor allem mit einer Befristung des Arbeitsverhältnisses Unsicherheit über die berufliche Zukunft einhergeht, die es den jungen Menschen nahezu unmöglich macht, Pläne für die Zukunft zu schmieden, denn: *„Befristung gewährleistet nur eine bedingte Kontinuität in Einkommen und Erwerbsbiografie“* (Wingerter 2011: 108). Dementsprechend zeigt sich auch, dass der Anteil der befristeten Arbeitnehmer/innen, die

keine Dauerstellung wünschen, nach Angaben der europäischen Arbeitskräfteerhebung 2006 in Deutschland lediglich bei 2 Prozent lag: „Die Wahrscheinlichkeit, bei einer Einstellung einen solchen unerwünschten Zeitvertrag zu erhalten, ist ungleich höher“ (Hohendanner 2009: 41).

Die oben beschriebenen Auffälligkeiten am deutschen Arbeitsmarkt lieferten die Idee zu vorliegender Arbeit. Angesichts der aktuellen Lage stellt sich die Frage, welche Folgen die Deregulierung des deutschen Arbeitsmarktes für befristet beschäftigte Berufsanfänger/innen nach sich zieht. Wächst eine *Generation Ungewiss*<sup>8</sup> heran, mithin eine Generation, die lange braucht oder es in Teilen vielleicht gar nicht schafft, sich am Arbeitsmarkt zu etablieren und Erwerbssicherheit zu erlangen? Gerade vor dem Hintergrund der empirischen Befunde und der aktuellen Debatte wird deutlich, dass die Kausalitäten komplex sind und ihre Darstellung systematisch erfolgen sollte. Deshalb wird in vorliegender Arbeit zunächst evaluiert, welche empirischen Erkenntnisse bereits vorliegen, und ein eigenes Theorie- und Analysemodell entwickelt, bevor die Annahmen auf Basis von statistischen Analysen getestet werden.

---

<sup>8</sup> Durch Recherche wurde festgestellt, dass (vermutlich unter anderen) auch das Handelsblatt „Generation Ungewiss“ als Titel für einen Artikel gewählt hat. Der Artikel ist auf den 12.08.2010 datiert und findet sich unter folgendem Link:  
<http://www.handelsblatt.com/politik/konjunktur/nachrichten/generation-ungewiss-jung-schlau-arbeitslos/3514258.html>, geprüft am 27.02.2013.

## **1.2 Aufbau der Arbeit**

Die Chancenentwicklung von befristet beschäftigten Arbeitsmarkteinsteiger/innen soll in dieser Arbeit theoretisch und empirisch untersucht werden. Die Daten für die statistischen Analysen beruhen auf Zahlen des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) am Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) in Berlin. Im Vorfeld der Analyse wird der Stand der Forschung zusammengetragen (**Kapitel 2**). Daraus werden eigene Forschungsfragen abgeleitet (**Kapitel 3**). Daran anschließend werden die Deregulierung des deutschen Arbeitsmarktes nachgezeichnet und arbeitsrechtliche Rahmenbedingungen befristeter Beschäftigung näher umrissen (**Kapitel 4.1**). In einem weiteren theoretischen Abschnitt werden verschiedene Theoriemodelle zunächst generell dargestellt und erläutert, bevor sie auf ihren Erklärungsgehalt für die Folgen befristeter Beschäftigung hin beleuchtet werden (**Kapitel 4.2**). Im Anschluss daran wird ein empirisch überprüfbares Analysemodell entwickelt, das die aus der Theorie entwickelten Hypothesen umfasst (**Kapitel 4.3**).

Der empirische Teil vorliegender Untersuchung beginnt mit einer Beschreibung des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) (**Kapitel 5.1**). Aus den SOEP-Daten wurde für vorliegende Untersuchung ein eigener Datensatz erstellt, der für die empirische Überprüfung der Forschungsfrage geeignet ist. Die Konstruktion dieses analysefähigen Datensatz (**Kapitel 5.2**), sowie die Auswahl der Modellvariablen (**Kapitel 5.3**) werden erläutert. Im Anschluss daran wird zunächst die statistische Methode allgemein erklärt, bevor konkret dargestellt wird, wie und warum welche Untersuchungen durchgeführt werden (**Kapitel 5.4**). Die Analyse der Daten, die mit STATA 11.2 IC durchgeführt wird, beginnt mit einem deskriptiven Teil (**Kapitel 6.1**), auf den eine multivariate, zeitdiskrete ereignisanalytische Untersuchung folgt. Schließlich werden die Ergebnisse der Modellschätzungen interpretiert und diskutiert und die Hypothesen überprüft (**Kapitel 6.2**). In einem Fazit werden die Ergebnisse zusammengefasst sowie Anknüpfungspunkte für weitere Forschung aufgezeigt (**Kapitel 7**).

## 2. ÜBERBLICK ÜBER DEN STAND DER FORSCHUNG

Dieses Kapitel ist dem Stand der Forschung zu atypischer und vor allem zu befristeter Beschäftigung gewidmet. Im Folgenden werden ausgewählte Studien und deren zentrale Ergebnisse vorgestellt, die für die Entwicklung vorliegender Untersuchung relevant waren. Damit soll aufgezeigt werden, wo diese Arbeit ansetzt und welche Hinweise aus der bisherigen Forschung für die hier durchgeführten Analysen wichtig sind. Im Anschluss daran wird eine eigene Forschungsfrage entwickelt.

### ATYPISCHE BESCHÄFTIGUNG – KEIN HOMOGENES PHÄNOMEN

Auf Basis von Daten des Mikrozensus untersuchte das *Statistische Bundesamt (Hg.) (2008)* die Verbreitung atypischer Beschäftigung auf dem deutschen Arbeitsmarkt. Analysiert wurde unter anderem, in welchem Ausmaß Normalarbeitsverhältnisse durch atypische Beschäftigung ersetzt wurden. Hierfür wurden Informationen über die Gesamtzahl der in Deutschland geleisteten Arbeitsstunden herangezogen und deren Entwicklung über die Zeit betrachtet. Diesem Vorgehen liegt die Annahme zugrunde, dass das Volumen der geleisteten Stunden über die Zeit zugenommen haben müsste, wenn durch die Ausbreitung von atypischen Beschäftigungsverhältnissen tatsächlich mehr Arbeit entstanden wäre. Die Befunde sprechen jedoch dafür, dass im Rahmen des Beschäftigungswachstums nicht mehr Arbeit geschaffen wurde, sondern die Arbeit lediglich auf mehr Köpfe umverteilt wurde. Die Autoren schließen daraus, dass die Zunahme der atypischen Beschäftigungsverhältnisse hauptsächlich darauf zurückzuführen ist, dass Normalarbeitsverhältnisse ersetzt wurden (vgl. Statistisches Bundesamt (Hg.) 2008: 8).

Im weiteren Verlauf der Untersuchung wird aufgezeigt, dass nicht alle gesellschaftlichen Gruppen gleichermaßen von der oben skizzierten Entwicklung betroffen sind. Die Daten des Mikrozensus zeigen zum Beispiel, dass atypische Beschäftigung im Untersuchungszeitraum viel häufiger von Frauen als von Männern ausgeübt wurde: „*Das atypische Beschäftigung weiterhin Frauensache ist, zeigt sich auch darin, dass 2007 71,0% der atypisch Beschäftigten Frauen und nur 29,0% Männer sind*“ (Statistisches Bundesamt (Hg.) 2008: 15). Allerdings geht dies vermutlich vor allem auf die überproportional hohen Anteile von Frauen

in Teilzeitarbeit zurück, bei der befristeten Beschäftigung fallen die Unterschiede deutlich geringer aus: 9,3 Prozent der Frauen und 8,4 Prozent der Männer arbeiteten 2007 in einem Zeitvertrag (vgl. ebd.: 15f.). Auf Basis des Mikrozensus lässt sich zudem zeigen, dass auch sozio-demografische Merkmale wie Bildungsstand oder Staatsangehörigkeit eng damit zusammenhängen, ob eine Person atypisch beschäftigt ist oder nicht. Daneben spielt vor allem das Alter eine Rolle: Der Anteil atypischer Beschäftigter unter den 15- bis 25-Jährigen hat zwischen 1997 und 2007 um das Doppelte zugenommen und ist im Vergleich zu anderen Altersgruppen somit deutlich überproportional angestiegen (vgl. ebd.: 17).

Die oben beschriebene Studie ist längst nicht die einzige, in der die Zunahme von atypischer Beschäftigung und die Verteilung der Risiken zwischen gesellschaftlichen Gruppen analysiert werden (vgl. auch Wingerter 2011, Schäfer 2010, Keller/ Seifert 2011 sowie 2012; Eichhorst et al. 2010 u.a.). Diese Untersuchung des Statistischen Bundesamtes wurde herausgegriffen, weil sie einen Zeitbezug aufweist und auf Entwicklungen seit Mitte der 1990er eingeht. Insbesondere die Erkenntnis, dass atypische Beschäftigung nicht als homogenes Phänomen betrachtet werden kann, ist auch für vorliegende Untersuchung relevant. Deshalb werden auch hier spezifische Gruppen von Arbeitnehmer/innen in den Blick genommen. Diese Untersuchung greift *einen* Aspekt der atypischen Beschäftigung heraus und fokussiert auf befristete Arbeitsverhältnisse. Daher werden im Folgenden Studien umrissen, die ein vergleichbares Erkenntnisinteresse haben und Fragen nach der Befristung und ihren Folgen für den/die Einzelne/n beantworten.

### **EMPIRISCHE ANALYSEN ZU DEN FOLGEN BEFRISTETER BESCHÄFTIGUNG**

*Giesecke/ Groß (2009)* führen empirische Analysen zu den individuellen Folgen befristeter Beschäftigung durch, deren Ziel es ist, Befristung als Instrument der Arbeitsmarktpolitik zu bewerten. Ausgangspunkt ist die Annahme, dass befristete Beschäftigungsverhältnisse sehr unterschiedliche Funktionen im Arbeitsmarkt übernehmen können: Befristung kann zur Flexibilisierung des Personaleinsatzes angewendet werden, da sie eine zeitnahe Anpassung der Produktion und Dienstleistungen an Nachfrageschwankungen ermöglicht. Temporäre Verträge werden aber auch eingesetzt, wenn zum Beispiel spezielle oder seltene Arbeiten anstehen, die einen zeitweiligen Einsatz von Experten bedingen.

Darüber hinaus bieten Befristungen Arbeitgeber/innen die Möglichkeit, Probezeiten (die in der Regel nur sechs Monate dauern) auszudehnen. Die Einsatzmöglichkeiten von befristeter Beschäftigung sind vielfältig – entsprechend differenziert fallen auch die Konsequenzen für die Arbeitnehmer/innen aus (vgl. Giesecke/ Groß 2009: 83).

Auf Basis der Daten des Sozio-oekonomischen Panels rechnen Giesecke/ Groß für die Jahre 1995 bis 2002 statistische Modelle, in denen auf Basis von verschiedenen Prädiktoren die Wahrscheinlichkeit abgebildet wird, mit der befristet bzw. unbefristet angestellte Arbeitnehmer/innen nach Ablauf von drei Jahren entweder befristete (versus unbefristete) Stellen besetzen oder überhaupt noch erwerbstätig sind (vgl. ebd.: 93). Die Ergebnisse zeigen, dass zwei Drittel der ehemals befristet Beschäftigten nach drei Jahren in dauerhafte Vertragsverhältnisse wechseln konnten. Diejenigen, die zu Beginn der Analyse bereits unbefristet angestellt waren, sind auch nach drei Jahren zu über 80 Prozent (88 Prozent der Männer und circa 80 Prozent der Frauen) noch entsprechend beschäftigt. Der Vergleich der Berufspositionen von ehemals dauerhaft und befristet Beschäftigten drei Jahre nach Beginn der Analyse zeigt, dass unbefristete Arbeitsstellen *„als ein Element erheblicher Stabilität in der Erwerbskarriere zu verstehen sind“* (ebd.). Die Autoren finden darüber hinaus Hinweise darauf, dass für einen nicht unerheblichen Teil der Personen in der Untersuchungspopulation Befristungen weitere Befristungen nach sich ziehen: Rund 20 Prozent der Männer und 16 Prozent der Frauen, die zu Beginn des Beobachtungszeitraumes befristet angestellt waren, sind auch nach Ablauf von drei Jahren (in derselben oder einer neuen Stelle) befristet beschäftigt. Für diese Personen scheint sich das Erlangen von Erwerbssicherheit in Form von dauerhafter Anstellung zu verzögern. Gleichzeitig bringen befristete Anstellungen im Vergleich zu unbefristeten ein erhöhtes Arbeitslosigkeitsrisiko mit sich (vgl. ebd.: 94f.). Die Studie zeigt außerdem, dass die Wahrscheinlichkeit einer Befristung nach Alter und Bildungsstand der Arbeitnehmer/innen variiert. Die Kontrolle von betrieblichen und sektoralen Merkmalen zeigt, dass Befristungen vor allem in Großbetrieben und im öffentlichen Dienst eingesetzt werden (vgl. ebd.: 92). Im öffentlichen Dienst ist auch das Wiederbefristungsrisiko besonders hoch und betrifft alle Bildungsgruppen in ähnlichem Ausmaß.

Auf Basis ihrer empirischen Ergebnisse kommen Giesecke/ Groß (vgl. ebd.: 103) zu dem Schluss, dass sich aus der Zunahme befristeter Beschäftigungsverhältnisse negative Konsequenzen für die Struktur sozialer Ungleichheit ergeben. Besonders an den Rändern des Arbeitsmarktes (unter jüngeren und älteren Arbeitnehmer/innen, aber auch unter Unqualifizierten) verschärft befristete Beschäftigung die ohnehin schon prekäre Lage (vgl. ebd.: 104)<sup>9</sup>.

Auch *Boockmann/ Hagen (2006 und 2007)* nehmen befristete Beschäftigung als arbeitsmarktpolitisches Instrument in den Blick. Im Mittelpunkt der empirischen Analysen steht die Bedeutung befristeter Arbeitsverträge für die Zugänge und den Verbleib in Beschäftigung. Die Autoren befassen sich vor allem mit den Determinanten der jährlichen Übergänge zwischen Arbeitsmarktstadien, wobei zwischen befristeten und unbefristeten Arbeitsverhältnissen unterschieden wird. Die Datenbasis bilden Jahresdaten des sozio-oekonomischen Panels für die Wellen 1995 bis 2002 in Westdeutschland. Erklärt wird, welche Umstände dafür verantwortlich sind, dass eine Person innerhalb eines Jahres von einem in den anderen Arbeitsmarktzustand wechselt. Deskriptive Ergebnisse zeigen, dass befristete Beschäftigung im Vergleich zu dauerhafter Anstellung mit einer größeren beruflichen Unsicherheit verbunden ist (vgl. Boockmann/ Hagen 2006: 29). Allerdings ist für befristet Beschäftigte die Wahrscheinlichkeit eines erfolgreichen Übergangs in unbefristete Verträge höher als die Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungsverlustes. Boockmann/ Hagen finden Belege dafür, dass Akademiker/innen länger in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen verweilen als Personen mit beruflichen Bildungsabschlüssen, gleichzeitig aber ein geringeres Arbeitslosigkeitsrisiko haben (vgl. ebd.: 33). Diesbezügliche Differenzen zwischen den Geschlechtern stellen die Autoren jedoch nicht fest. Für die Betriebsgröße zeigen die Ergebnisse: In Betrieben mit weniger als 20 Mitarbeiter/innen ist die Wahrscheinlichkeit für einen Übergang in unbefristete Beschäftigung höher als für einen Übergang in Arbeitslosigkeit.

Auch die regionale Arbeitslosenquote wurde als erklärende Variable in die Modelle aufgenommen. Es zeigt sich, dass unter ungünstigeren wirtschaftlichen Bedingungen weniger Entfristungen stattfinden, eine höhere regionale Arbeitslosenquote bewirkt eine Ausdehnung der Befristung: *„Wie zu erwarten ist, beeinträchtigt die regionale Arbeitslosenquote die Übergänge in*

---

<sup>9</sup> Vgl. ähnliche Erkenntnisse der Autoren für den Zeitraum 1984 bis 1999 auf Basis des SOEP (Giesecke/ Groß 2003).

*unbefristete Beschäftigung stärker als die Übergänge in befristete Jobs. Bei schlechter Arbeitsmarktsituation werden also zuerst die unbefristeten Arbeitsplätze knapper“* (ebd.: 34).

Boockmann/ Hagen legen zwar dar, dass ein Zusammenhang zwischen institutionellen Entwicklungen am Arbeitsmarkt und sich wandelnden Erwerbschancen besteht, beschränken sich in ihrer statistischen Analyse jedoch auf individuelle und strukturelle Merkmale – eine Erforschung des Zusammenhangs mit sich wandelnden Rahmenbedingungen des deutschen Arbeitsmarktes bleibt aus. Vor dem Hintergrund der aktuellen Situation scheint dies jedoch durchaus wichtig – daher wird in vorliegender Untersuchung dieser Aspekt nicht ausgeklammert.

Mit Blick auf die Betriebsgröße zeigt auch **Hohendanner (2010: 2)**, dass der Anteil der befristeten Neueinstellungen mit der Betriebsgröße steigt: Während in Kleinbetrieben mit weniger als zehn Beschäftigten nur 25 Prozent der Neueinstellungen befristet erfolgen, zeigt sich auf Basis des IAB-Betriebspanels, dass im Jahr 2009 67 Prozent aller Neueinstellungen in Betrieben ab 250 Mitarbeiter/innen befristet erfolgten. In Betrieben mit weniger als zehn Beschäftigten gilt der Kündigungsschutz nur eingeschränkt, daraus folgert der Autor, dass die Anreize für befristete Anstellungen daher geringer sind (vgl. ebd.: 3).

### **ARBEITSMARKTEINSTEIGER/INNEN IM FOKUS**

**McGinnity et al. (2005)** beschäftigen sich ebenfalls mit der Frage, ob Verträge auf Zeit in Deutschland eher Sprungbrett oder Sackgasse sind. Da Befristungen, so die Autorinnen, quantitativ vor allem beim Übergang vom Ausbildungssystem in den Arbeitsmarkt eine Rolle spielen, werden – im Gegensatz zu den oben beschriebenen Studien – nur Arbeitsmarkteinsteiger/innen in den Blick genommen. Dabei werden die Chancen und Risiken von befristet beschäftigten Berufsanfänger/innen mit denen von unbefristet beschäftigten verglichen. Konkret wird auf Basis von Daten der German Life History Study (GLHS) untersucht, wer befristet beschäftigt wird und wie sich befristete Beschäftigung beim Arbeitsmarkteinstieg auf die weitere Erwerbskarriere auswirkt. In Bezug auf die erste Frage zeigt sich, dass sowohl Personen ohne Berufsqualifikation als auch Akademiker/innen eine höhere Wahrscheinlichkeit für eine befristete Beschäftigung zu Beginn der Erwerbskarriere haben. In Bezug auf Geschlecht und Familienstatus ergeben sich keine Unterschiede (vgl. ebd.:



364f.). Für die Konsequenzen der Befristung belegen die Autorinnen jedoch, dass ein Einstieg in den Arbeitsmarkt über ein befristetes Vertragsverhältnis nicht notwendigerweise ein „*schlechter Start*“ sein muss (ebd.: 369): Fünf Jahre nach Beginn der Erwerbskarriere, so die Ergebnisse, ist Arbeitslosigkeit unter den Arbeitnehmer/innen, die über einen Zeitvertrag in den Arbeitsmarkt eingestiegen sind, nicht weiter verbreitet, als unter Personen, die direkt unbefristet angestellt wurden (vgl. ebd.). Auf Basis der Daten können die Autorinnen keinen klaren Hinweis darauf erkennen, dass befristete Vertragsverhältnisse eine Falle darstellen.

Arbeitslosigkeit ist jedoch nicht das einzige Negativszenario, das eine Befristung nach sich ziehen kann. Wenn Arbeitsmarkteinsteiger/innen langfristig in instabilen Beschäftigungsverhältnissen verharren müssen, kumulieren Prekarisierungsrisiken verschiedener Art. Die Konsequenzen der Befristung für den/die Einzelne/n hängen also vor allem davon ab, ob Betroffene den Übergang in Erwerbssicherheit bietende Festanstellung schaffen und wie lange sie dafür brauchen. In vorliegender Studie wird daher im Vergleich zu McGinnity et al. (2005) ein anderer Schwerpunkt gesetzt, indem Übergänge in unbefristete Anstellung untersucht werden.

**Kurz (2005)** beschäftigt sich mit der Frage, wie Erwerbseinsteiger/innen in Deutschland in den 1980er und 90er Jahren von prekären Erwerbsverhältnissen und Arbeitslosigkeit betroffen sind. Außerdem wird untersucht, ob das Risiko für alle Erwerbseinsteiger/innen gleich ist oder ob einige Gruppen einem höheren Risiko unterliegen als andere. Die Autorin schätzt in ereignisanalytischen Modellen 1.) die Wahrscheinlichkeit einer Befristung (im Vergleich zu einem unbefristeten Vertrag) bei der ersten Anstellung und 2.) das Risiko eines Übergangs in Arbeitslosigkeit nach Ende der ersten Beschäftigung. Datengrundlage sind die ersten 15 Wellen des sozio-ökonomischen Panels (Jahre 1984 bis 1998). Kurz nimmt an, dass die aktuelle wirtschaftliche Situation entscheidend ist für das Arbeitslosigkeitsrisiko, aber auch dafür, ob befristet oder unbefristet eingestellt wird. Für den Untersuchungszeitraum werden daher anhand der jeweiligen makroökonomischen Bedingungen drei Phasen gebildet, auf Basis derer die Einstiegschancen dreier Arbeitsmarkteinsteigerkohorten (1985-1989, 1990-1993 und 1994-1998) unterschieden werden (vgl. ebd.: 58). Bezüglich des Einflusses der wirtschaftlichen Lage lassen sich die Hypothesen bestätigen: Unter günstigeren ökonomischen Umständen wird insgesamt weniger auf befristete Verträge zurückgegriffen (vgl. ebd.: 63). Die Analyse zeigt, dass sowohl Hoch- als auch

Geringqualifizierte eher befristet angestellt werden, während zwischen den Geschlechtern kein Unterschied besteht. Die Hypothese, dass im öffentlichen Dienst *weniger* als in der Privatwirtschaft auf befristete Verträge zurückgegriffen wird, kann nicht bestätigt werden. Weitere Analysen weisen eine Zunahme des Arbeitslosigkeitsrisikos im Untersuchungszeitraum nach, wobei auch hier sozio-demografische Merkmale ausschlaggebend sind.

Die Studie von **Buchholz (2008)** baut auf der Untersuchung von Kurz (2005) auf. Auch Buchholz knüpft an die Diskussion um die Flexibilisierung von Erwerbsarbeit in Deutschland an und geht davon aus, dass sich Flexibilisierungs- und Deregulierungsprozesse in der Erwerbsbiografie an den Übergängen (d.h. beim Ein- und Ausstieg in den Arbeitsmarkt) am meisten bemerkbar machen. Im ersten Teil ihrer Studie analysiert die Autorin Erwerbseinstiegsprozesse. Mit Blick auf die Frage, ob Erwerbseinsteiger/innen seit Mitte der 1990er Jahre eine Flexibilisierung ihrer Erwerbsposition erfahren haben, vergleicht Buchholz drei Bildungsabschluss- bzw. Arbeitsmarkteinstiegskohorten und analysiert auf Basis von Längsschnittdaten des Sozio-oekonomischen Panels für den Zeitraum von 1984 bis 2002 den Prozess der Etablierung von jungen Erwerbstätigen am deutschen Arbeitsmarkt. Dabei werden verschiedene Aspekte – und insbesondere (mittels ereignisanalytischer Verfahren) Dauern – in den Blick genommen: Erstens wird die Dauer bis zum Übergang in die erste Erwerbstätigkeit nach Verlassen des Bildungssystems untersucht (vgl. ebd.: 52). Zweitens geht die Autorin der Frage nach, ob sich im Zeitverlauf das Risiko erhöht hat, dass Arbeitsmarkteinsteiger/innen zunächst nur befristet angestellt werden. Daraufhin wird die Phase nach dem erfolgreichen Einstieg in den Arbeitsmarkt in den Blick genommen: Hierbei beantwortet die Autorin unter anderem die Frage, wie sich das Risiko einer Arbeitslosigkeit nach der ersten Erwerbstätigkeit im Kohortenvergleich entwickelt hat (vgl. Buchholz 2008: 52). Ausgewählte Ergebnisse zeigen wie erwartet, dass junge Menschen im Kohortenvergleich zunehmend länger brauchen, um Erwerbssicherheit zu erlangen. Sie sind immer häufiger mit Arbeitslosigkeit konfrontiert und brauchen immer länger, bis sie überhaupt eine erste Anstellung gefunden haben. Darüber hinaus können auch die Annahmen bestätigt werden, dass die erste Anstellung immer öfter nur befristet erfolgt (vgl. ebd. 74) und vor allem befristete Verträge im Untersuchungszeitraum zunehmend mit einem erhöhten Arbeitslosigkeitsrisiko verbunden sind. Die Autorin schließt daraus, dass temporäre Verträge *„in jüngster Zeit [...] zu einer Art „Falle“ für junge Erwerbstätige*

geworden sind“ (Buchholz 2008: 90f.). Bildungsniveau und berufliche Position, auch das zeigen die Analysen, werden zunehmend wichtiger für eine rasche Etablierung am deutschen Arbeitsmarkt und auch Unternehmenscharakteristika sind relevant: In Großbetrieben können sich junge Erwerbstätige rascher etablieren (vgl. ebd.: 84).

**Gebel (2010)** wählt bei seiner Analyse der Effekte von Zeitverträgen (im Vergleich zu unbefristeten Verträgen) beim Arbeitsmarkteinstieg einen anderen Schwerpunkt: Er stellt den internationalen Vergleich in den Vordergrund und vergleicht die Konsequenzen einer befristeten Beschäftigung für Arbeitsmarkteinsteiger/innen in Westdeutschland und Großbritannien. Datengrundlage der Analysen für Deutschland bildet das sozio-oekonomische Panel für die Jahre 1991 bis 2007. Migrant/innen werden in die Analyse nicht einbezogen. Gebel (vgl. 2010: 642) zeigt, dass die Wahrscheinlichkeit einer befristeten Einstellung beim Arbeitsmarkteinstieg im Untersuchungszeitraum in Deutschland etwas höher ist als in Großbritannien (vgl. ebd.: 648). Vor allem Akademiker/innen beginnen ihre Erwerbskarriere deutlich öfter in temporären Verträgen als Abgänger/innen des Berufsbildungssystems (vgl. ebd. 649). Die Einstiegsprozesse scheinen sich jedoch zwischen den Geschlechtern nicht zu unterscheiden, nach Gebels Ergebnissen werden Frauen nicht signifikant öfter als Männer zunächst nur befristet angestellt. Sowohl in Großbritannien als auch in Westdeutschland werden Arbeitsmarkteinsteiger/innen in Großbetrieben häufiger befristet angestellt als in kleineren Betrieben. Im weiteren Verlauf der Untersuchung analysiert Gebel (vgl. ebd.: 650ff.) die ersten fünf Jahre der Erwerbskarriere. Hier weisen die Ergebnisse darauf hin, dass in den ersten Erwerbsjahren die Zahl derer, die in Zeitverträgen arbeiten, in beiden Ländern deutlich abnimmt. Allerdings zeigen die Ergebnisse ein deutlich höheres Wiederbefristungsrisiko in Deutschland. Gebel (2010: 656) kommt daher zu dem Schluss, dass befristete Verträge zu Beginn der Erwerbskarriere eher segmentierend als integrierend wirken. Allerdings gilt dies nicht für alle Erwerbseinsteiger/innen gleichermaßen: Für Personen mit tertiären Bildungsabschlüssen wirkt sich eine Befristung zu Beginn der Erwerbskarriere langfristig eher nicht negativ aus – im Gegensatz dazu laufen Geringqualifizierte weit eher Gefahr, in Befristungsketten zu landen (vgl. ebd.: 655). Differenzen zeigen sich auch beim Geschlecht: Männer, die über einen temporären Vertrag in den Arbeitsmarkt einsteigen, haben in Deutschland ein höheres Wiederbefristungsrisiko als Frauen. Gebel schließt daraus: „These

*heterogeneous effects of temporary employment across education groups and gender show how important it is to take socio-demographic differences between groups into account” (Gebel 2010: 657).*

**Gundert/ Hohendanner (2011)** betrachten befristete Beschäftigungsverhältnisse aus einer anderen Perspektive: Sie gehen der Frage nach, wie sich temporäre Beschäftigung auf die subjektive Wahrnehmung der Betroffenen auswirkt und analysieren, ob unsichere Beschäftigungsverhältnisse dazu beitragen, dass sich Betroffene eher von der Gesellschaft ausgeschlossen fühlen. Auf Basis einer IAB-Befragung zeigen die Autoren, dass sich Beschäftigungsunsicherheit in der subjektiven Wahrnehmung der sozialen Integration widerspiegelt (vgl. ebd. 1). Befristet Beschäftigte fühlen sich weniger gut in die Gesellschaft integriert als dauerhaft Angestellte. Die Autoren (vgl. ebd.: 6) weisen aber auch darauf hin, dass sich die gesellschaftliche Integrationswirkung nur aus einer dynamischen Perspektive abschätzen lässt: Hierfür ist entscheidend, ob Befristung nur eine Übergangsphase auf dem Weg in gesicherte Erwerbsverhältnisse darstellt: *„Sofern temporäre Beschäftigungsverhältnisse in stabile Erwerbstätigkeit führen, sind damit wahrscheinlich längerfristig keine negativen Auswirkungen verbunden“* (Gundert/ Hohendanner 2011: 7). Entscheidend für die Bewertung der Konsequenzen von Befristung für Arbeitnehmer/innen, das zeigen die Autoren, ist eine längerfristige Perspektive – auch diese Erkenntnis nimmt sich vorliegende Studie zu Herzen.

### **3. ZIEL DER UNTERSUCHUNG & FORSCHUNGSFRAGEN**

Befristete Beschäftigung ist kein homogenes Phänomen – so mannigfaltig die Einsatzmöglichkeiten für befristete Beschäftigung sind, so divers sind auch die Konsequenzen für den/die Einzelne/n (vgl. Giesecke/ Groß 2009: 83f.). Daraus folgt: Eine Untersuchung atypischer Beschäftigung aus soziologischer Perspektive macht eine differenzierte und detaillierte Betrachtung spezifischer Gruppen von Arbeitnehmer/innen erforderlich. Diese Erkenntnis aus der bisherigen Forschung (vgl. Gebel 2010; Gundert/ Hohendanner 2011; Statistisches Bundesamt (Hg.) 2008 u.a.) diente als Ausgangspunkt für die Entwicklung dieser Studie.

Wie im folgenden Kapitel 4.1 ausführlich behandelt, hatte die Flexibilisierung des deutschen Arbeitsmarktes unter anderem zur Folge, dass immer mehr Menschen bedingt durch Verträge auf Zeit eine Unsicherheit über künftige Erwerbschancen erleben. Davon betroffen sind vor allem junge Erwerbstätige – beim Übergang vom Ausbildungssystem in den Arbeitsmarkt scheinen sich die Folgen der Veränderungen auf der institutionellen Ebene also besonders bemerkbar zu machen. Befristet beschäftigte Arbeitsmarkteinsteiger/innen werden daher in vorliegender Untersuchung als spezifische Gruppe von Arbeitnehmer/innen in den Blick genommen.

Den Erwerbseinstieg nur zum Zeitpunkt der Aufnahme des ersten Arbeitsverhältnisses zu betrachten, scheint jedoch wenig zielführend. Würde eine Befristung zu Beginn der Erwerbskarriere nur als eine Art Zusatzausbildung bzw. verlängerte Probezeit dienen und notwendigerweise in stabile Erwerbsverhältnisse führen, so bestünde wenig Anlass, einen solchen Einstieg in den Arbeitsmarkt über temporär begrenzte Verträge zu untersuchen. Ebenso wenig müsste geforscht werden, wenn Betroffene keinerlei Chance auf einen Übergang in gesicherte Erwerbsverhältnisse hätten. Die referierten Ergebnisse bisheriger Studien weisen darauf hin, dass ein Einstieg in den Arbeitsmarkt mittels eines Zeitvertrages durchaus eine Falle sein kann – aber nicht notwendigerweise für alle Betroffenen auch eine Sackgasse ist. Die Relevanz des Einstieges in den Arbeitsmarkt hängt von dessen langfristiger Wirkung ab. Der Forschungsbedarf ergibt sich daher aus der Frage, ob und in welchem Ausmaß die Zuordnungsprozesse am Beginn der Erwerbskarriere revidiert werden können

(vgl. Blossfeld 1985: 177). Wenn beurteilt werden soll, wie sich die Chancen von Arbeitsmarkteinsteiger/innen entwickeln, darf daher die Zeit nach dem Einstieg in den Arbeitsmarkt nicht vernachlässigt werden. In vorliegender Arbeit wird deshalb nicht der Zugang zu befristeten Verträgen fokussiert, sondern der Weg aus der Befristung heraus. Auch Keller/ Seifert (vgl. 2009b: 11f.) weisen darauf hin, dass für eine Bewertung der individuellen Folgen eines Einstiegs in den Arbeitsmarkt über ein befristetes Vertragsverhältnis eine längerfristige Perspektive von Bedeutung ist. Dies macht eine Untersuchung im Längsschnittdesign erforderlich.

Der Überblick über den Stand der Forschung zu befristeten Verträgen macht deutlich, dass die Ursachen für den *Zugang zu* befristeter Beschäftigung umfassend analysiert sind. In Bezug auf die Konsequenzen befristeter Beschäftigung wurde in der bisherigen Forschung vorwiegend versucht, befristete Beschäftigung als Arbeitsmarktinstrument zu erforschen (vgl. Giesecke/ Groß 2009; Boockmann/ Hagen 2006 und 2007 u.a.). Dazu wurden die Chancen von Berufsanfänger/innen, die über unbefristete Verträge in den Arbeitsmarkt eingestiegen sind, den Chancen derjenigen gegenüber gestellt, die zunächst nur temporär angestellt wurden. Zeitverträge wurden dabei vor allem im Hinblick auf das Risiko einer weiteren Befristung und eines Beschäftigungsverlustes bewertet.

Vorliegende Untersuchung nimmt eine andere Perspektive ein. Diese Untersuchung macht es sich zur Aufgabe, den Einfluss sich verändernder institutioneller Rahmenbedingungen auf individuelle Arbeitsmarktergebnisse zu durchleuchten. **Von Interesse ist der Übergang aus ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen heraus in eine unbefristete Anstellung. Ein Übergang in Erwerbssicherheit in Form von unbefristeter Beschäftigung wird als Arbeitsmarkterfolg gewertet.**

Um die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs in unbefristete Beschäftigung zu analysieren, müssen verschiedene Dinge bedacht werden: Erstens haben sich die Rahmenbedingungen in den letzten zwei Jahrzehnten verändert. Bedingt durch Flexibilisierungs- und Deregulierungsprozesse stellt sich der deutsche Arbeitsmarkt heute fundamental anders da als Mitte der 1990er Jahre (vgl. Gießelmann 2012: 6).

Zweitens – das zeigt die bisherige Forschung – können auch arbeitsplatzspezifische und strukturelle Merkmale (wie z.B. Sektor und Betriebsgröße) sowie makroökonomische Indikatoren der wirtschaftlichen Lage die Wahrscheinlichkeit einer dauerhaften Anstellung beeinflussen (vgl. Boockmann/ Hagen 2006; Kurz 2005).

Drittens wirken sich individuelle sozio-demografische Merkmale (wie z.B. Geschlecht, Bildungsniveau oder Migrationsstatus) darauf aus, welche Arbeitsmarktpositionen Einzelne einnehmen. Sie dürfen daher nicht außer Acht gelassen werden. Die bisher vorliegende Forschung zu befristeter Beschäftigung zeigt eindeutig, dass es für eine Untersuchung ihrer Konsequenzen unabdingbar ist, individuelle und strukturelle Merkmale einzubeziehen (vgl. z.B. Gebel 2010: 657). Daher wird dies auch in vorliegender Untersuchung gemacht.

Im Fokus vorliegender Analyse steht das Zusammenwirken von sich wandelnden arbeitsmarktpolitischen Rahmenbedingungen und inter-individuellen Unterschieden auf die Dauer bis zum Erlangen von Erwerbssicherheit in Form von unbefristeter Beschäftigung zu Beginn der Erwerbskarriere. Daraus ergeben sich folgende **forschungsleitende Fragen**:

**Wie wirken sich die legislativen Veränderungen am deutschen Arbeitsmarkt für junge Erwerbstätige auf die Verweildauer in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen aus?**

**Lässt sich ein Effekt dieser Veränderungen feststellen, wenn individuelle und strukturelle Merkmale kontrolliert werden?**

Es wird also ein detaillierter Blick auf die Gruppe der befristet beschäftigten Arbeitsmarkteinsteiger/innen geworfen. Ausgangspunkt der Überlegungen ist ein theoretisches Modell, das erklärt, warum Erwerbseinsteiger/innen überproportional häufig von einer reformbedingten Flexibilisierung ihrer Arbeitsmarktposition betroffen sind (vgl. Kapitel 4.1). Zu bedenken ist, dass die Personen in der Untersuchungspopulation vor allem eines gemeinsam haben: ihr Arbeitsmarkteinstieg ist (zu verschiedenen Zeitpunkten) über ein befristetes Vertragsverhältnis erfolgt. Dabei muss berücksichtigt werden, dass befristet beschäftigte Arbeitsmarkteinsteiger/innen eine selektive Gruppe sind. Die Selektionsmechanismen beim Zugang zu und Abgang aus befristeter Beschäftigung sind nicht unabhängig voneinander. Eigenschaften, die dafür relevant waren, dass ein Individuum „nur“

befristet (und nicht direkt unbefristet) angestellt wurde, können auch den Übergang aus der Befristung heraus beeinflussen.

Da kein Vergleich zur Entwicklung der Erwerbschancen von Arbeitsmarkteinsteiger/innen gezogen wird, die direkt eine unbefristete Stelle antreten, lassen sich auf Basis vorliegender Studie keine Aussagen über den Nutzen befristeter Beschäftigung als Arbeitsmarktinstrument machen. Diese Studie bewegt sich ausschließlich auf Ebene der Individuen und macht es sich zur Aufgabe, zu analysieren, ob befristet beschäftigte Arbeitsmarkteinsteiger/innen vor dem Hintergrund des sozial- und arbeitsmarktpolitischen Wandels zunehmend länger brauchen, um sich am deutschen Arbeitsmarkt zu etablieren.



## 4. THEORETISCHE GRUNDLAGEN & HYPOTHESEN

In diesem Abschnitt werden die Entwicklungen erläutert, die zur aktuellen Situation auf dem deutschen Arbeitsmarkt geführt haben und die damit den Rahmen abstecken, in dem sich Individuen im Untersuchungszeitraum auf dem Arbeitsmarkt bewegen. Daran anschließend werden verschiedene Theorien zur Erklärung von Arbeitsmarktchancen vorgestellt und erklärt. Gemeinsam bilden die folgenden Abschnitte den theoretischen Rahmen, aus dem im weiteren Verlauf vorliegender Arbeit empirisch überprüfbare Hypothesen abgeleitet werden.

### 4.1 Die Deregulierung des deutschen Arbeitsmarktes und ihre Folgen

*„[...] A] great deal of deregulation at the margin of the labor market.“*  
(Eichhorst/ Marx 2009: 11)

Die Expansion der atypischen Beschäftigung weist einen Bezug zu sozial- und arbeitsmarktpolitischen Reformen auf, die die Rahmenbedingungen des deutschen Arbeitsmarktes fundamental verändert haben (vgl. u.a Hohendanner 2010: 2; Gießelmann 2012: 6). Die schrittweisen Reformen der letzten zwei Jahrzehnte führten zu einer zunehmenden Diversifizierung der Beschäftigungsformen<sup>10</sup>. Dabei verlief der Reformprozess jedoch nicht konstant: Er ist vielmehr als eine inkonsistente Folge von De- und Re-Regulierungsphasen zu beschreiben. Im Folgenden wird die Struktur des Reformprozesses in Anlehnung an die Ausführungen von Eichhorst/ Marx (2009) umrissen.

#### **WIE KOMMT ES DAZU, DASS IMMER MEHR ARBEITNEHMER/INNEN EINER ATYPISCHEN BESCHÄFTIGUNG NACHGEHEN?**

In der „goldenen Ära“ der Nachkriegszeit standen enorme Wirtschaftswachstumsraten einem Mangel an Arbeitskräften gegenüber (vgl. Eichhorst/ Marx 2009: 3). Diese Situation brachte ein Beschäftigungssystem mit einer hochprivilegierten Gruppe von Arbeitnehmern als

---

<sup>10</sup> Als wesentliche Veränderungen werden in der Literatur neben der oben beschriebenen Zunahme der atypischen Beschäftigung auch eine Flexibilisierung von Standard-Beschäftigung in Bezug auf moderate Lohnabschlüsse, Liberalisierung der Tarifverträge und Flexibilisierung der Arbeitszeit (Arbeitszeitkonten) genannt (vgl. Eichhorst/ Marx 2009: 2f).

Kern des Arbeitsmarktes hervor: „*With reasonable simplification one could say that classical German labor market institutions were associated with few, but only good jobs*“ (ebd.: 4). Lange Zeit galt Deutschland als Musterbeispiel für eine gelungene institutionelle Ergänzung von sozialer Sicherung, einem eher passiven Wohlfahrtsstaat, einem starkem Schutz der Beschäftigungsverhältnisse sowie Tarifsystemen, die eine diversifizierte, qualitativ hochwertige Produktion ermöglichten (vgl. Eichhorst/ Marx 2009: 1). Gleichzeitig zeichnete sich der deutsche Arbeitsmarkt auch durch Ungleichheit aus: Die „*few, but only good jobs*“, von denen Eichhorst/ Marx schreiben (siehe oben), waren Männern vorbehalten, Frauen hatten kaum Zugang zum Arbeitsmarkt. Folgt man der Argumentation der Autoren, so bedeutete dies eine Reduktion des Lohnwettbewerbs und ermöglichte den Männern (im Sinne des *male breadwinner-model*) ein ausreichendes Einkommen. Gleichzeitig jedoch wurden die Systeme der sozialen Sicherung durch die Inaktivität einer großen Anzahl von Menschen stark belastet. Mehr und mehr geriet das System unter Druck. Schließlich führten eine zunehmende Frauenerwerbstätigkeit<sup>11</sup>, der sektorale Strukturwandel (Tertiärisierung) sowie die Notwendigkeit, die internationale Wettbewerbsfähigkeit in Bezug auf Arbeitskosten zu stärken, dazu, dass die Tendenz immer stärker hin zu einem inkludierenden Arbeitsmarkt ging (vgl. auch Keller/ Seifert 2011b: 4).

Das Produktionssystem stand weitreichenden Reformen jedoch im Weg. Streeck (1991 in Eichhorst/ Marx 2009: 4) beschreibt das deutsche Produktionssystem als „*diversified quality production*“: „*In contrast to the price-competitive, Taylorist approach in Anglo-Saxon countries, its comparative advantages derives from high quality standards, a diversified product range and customization*“ (ebd.). Davon ausgegangen wurde, dass Innovation typischerweise auf Basis einer hohen Produktivität, vor allem aber einem hohen Maß an spezifischem Humankapital entsteht, entwickelte sich eine Beschäftigungsform, die zur Sicherung der hohen Qualitätsansprüche beitrug, das sogenannte Normalarbeitsverhältnis: „*It compromises dual apprenticeship (to generate occupation-specific skills), dismissal protection (to favor longer job duration), status-maintaining unemployment insurances (to protect skills from being depreciated in another occupation), and collective bargaining (to prevent fluctuation of wages)*“ (Estevez-Abe et al. 2001 in Eichhorst/Marx 2009: 3f.). Änderungen bei der Standardbeschäftigung, – das, so die Autoren, stand zu befürchten –, könnten das gesamte

---

<sup>11</sup> Bedingt durch ökonomische Entwicklungen wie auch durch das sich wandelnde Rollenverständnis von Frauen.

Produktionsmodell unterminieren. Die Autoren weisen aber auch darauf hin, dass Reformen des Arbeitsmarktes und der wohlfahrtsstaatlichen Konfiguration meist zumindest kurzfristige Kosten für Arbeitnehmer/innen mit sich bringen, und daher bei nach Ämtern strebenden Politiker/innen wenig beliebt sind (Esping-Andersen 1996, Pierson 1996 sowie Boeri et al. 2001 in Eichhorst/ Marx 2009: 5).

Die geringe Formbarkeit des institutionellen Kontextes, aber auch die Unfähigkeit, weitreichende Reformen durchzuführen, sorgten dafür, dass das deutsche System unter Druck geriet. Ein stagnierendes Wirtschaftswachstum, eine sich verschlechternde Arbeitsmarktentwicklung und ein überlastetes Sozialsystem taten ihr übriges und erlaubten schließlich nur pessimistische Zukunftsperspektiven für den deutschen Arbeitsmarkt (vgl. ebd.: 2).

Bereits Mitte der 1980er wurde daher die Forderung nach einer Konsolidierung der sozialen Sicherungssysteme und einer zumindest partiellen Deregulierung des Arbeitsmarktes laut. Als Reaktion darauf folgte jedoch weniger eine weitreichende Flexibilisierung der starren Standard-Arbeitsverhältnisse, sondern vielmehr die Ausweitung eines sekundären Segments (vgl. ebd.). Den Beginn der Arbeitsmarktderegulierung markiert das Beschäftigungsförderungsgesetz (BeschFG) von 1985, das die Befristung von Arbeitsverträgen ermöglichte und schließlich – v.a. in seiner letzten Version von 1996 – erheblich erleichterte. Im Jahr 1997 wurde das Arbeitsmarktförderungsgesetz (AFRG) auf den Weg gebracht, durch das unter anderem sogenannte „befristete Eingliederungsverhältnisse“ gefördert wurden, indem sie von der Sozialversicherungspflicht befreit wurden (vgl. Gießelmann 2012: 45).

Bei den Bundestagswahlen im Jahr 1998 erfolgte dann der Wechsel von einer schwarz-gelben hin zu einer rot-grünen Regierung unter Gerhard Schröder. Bedingt durch den ökonomischen Aufschwung war die erste Phase der rot-grünen Koalition eher gekennzeichnet durch eine Re-Regulierung von atypischen Beschäftigungsverhältnissen: „*Red-Green coalition was characterized by steps to expand the realm of employment covered by social insurance*“ (Eichhorst/ Marx 2009: 9). Allerdings wurde im Jahr 2000 auch das Teilzeit- und Befristungsgesetz (TzBfG) auf den Weg gebracht, das eine Schwächung der Position der Arbeitsmarkteinsteiger/innen mit sich brachte, und das bis heute den rechtlichen Rahmen der befristeten Beschäftigung bildet. Im dritten Abschnitt des Gesetzes regelt §14 die Zulässigkeit der Befristung. In Absatz 1 ist festgelegt, dass die Befristung eines sachlichen Grundes bedarf. Ein solcher liegt laut dem

Gesetzestext zum Beispiel vor, wenn „*die Befristung im Anschluss an eine Ausbildung oder ein Studium erfolgt, um den Übergang des Arbeitnehmers in eine Anschlussbeschäftigung zu erleichtern*“ (www.gesetze-im-internet.de<sup>12</sup>). Damit forciert der Gesetzgeber explizit eine Zunahme der befristeten Beschäftigungsverhältnisse unter Arbeitsmarkteinsteiger/innen. Ein Sachgrund liegt nach dem Gesetzestext auch vor, wenn „*die Befristung zur Erprobung erfolgt*“ (ebd.). Auch dies könnte vorwiegend bei Arbeitsmarkteinsteiger/innen der Fall sein, die keine Berufserfahrung oder Arbeitszeugnisse früherer Arbeitgeber/innen vorweisen können, die ihre Produktivität bescheinigen.

Dem ökonomischen Aufschwung folgte nach 2001 eher ein Abschwung, der den Weg für einen Paradigmenwechsel in der Arbeitsmarktpolitik bereitete – die rot-grüne Koalition schlug einen neuen Reformkurs ein (vgl. Eichhorst/ Marx 2009: 10f.). Im März 2003 wurde die ‚Agenda 2010‘ als umfassendstes Reformprogramm verabschiedet, das den deutschen Arbeitsmarkt bis ins Jahr 2010 grundlegend umgestalten sollte. Vor allem über die Hartz-Gesetze (die vier Gesetze „für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt“), von denen das vierte als Hartz IV bekannt ist, wurden alle Formen der atypischen Beschäftigung ausgeweitet. Um nur ein Beispiel zu nennen: In neu gegründeten Firmen wurde die maximale Dauer von befristeten Beschäftigungsverhältnissen von zwei auf vier Jahre erhöht (vgl. auch Schmid 2009: 6). Begleitet von Maßnahmen der sogenannten aktiven Arbeitsmarktpolitik und Einschnitten in das Transfersystem entstand so ein neues System aus Grundsicherung und Aktivierung: „*Summarizing this phase, the reforms of second Red-Green legislative period brought about a great deal of deregulation at the margin of the labor market*“ (Eichhorst/ Marx 2009: 11). Oschmiansky/ Ebach (2009: 17) bezeichnen den Beginn des 21. Jahrtausends als „*Phase des Reformfiebers*“.

Die Diskussion um sozial unfaire Folgen von Hartz IV trug zum Machtverlust der rot-grünen Koalition bei. Im Jahr 2005 wurde schließlich eine neue Bundesregierung gewählt. Die große Koalition aus SPD und CDU/CSU nahm eine vorsichtigeren Haltung gegenüber Arbeitsmarktreformen ein. Nach dem Regierungswechsel gab es kaum nennenswerte Maßnahmen zur Deregulierung bzw. Flexibilisierung des deutschen Arbeitsmarktes. Trotzdem nahmen atypische Beschäftigungsverhältnisse insgesamt, vor allem auch befristete Beschäftigung unter jungen Arbeitnehmer/innen weiter zu (vgl. Wingerter 2011: 109ff.).

---

<sup>12</sup> Quelle: <http://www.gesetze-im-internet.de/tzbfhg/BJNR196610000.html#BJNR196610000BJNG000300305>, zuletzt geprüft am 31.02.2013.

Heute gestaltet sich der deutsche Arbeitsmarkt grundlegend anders als in den 1990er Jahren. Aufgrund einer positiven Interaktion zwischen der zunehmenden Flexibilisierung und dynamischer Wirtschaftsaktivität führten – diesen Zusammenhang nehmen jedenfalls Eichhorst/ Marx (vgl. 2009: 13) an – die Reformen kurz vor der internationalen Wirtschaftskrise Ende 2008 zu einem Höchststand des Beschäftigungsniveaus. Gleichzeitig hatte der Reformprozess eine zunehmende Heterogenität von Jobs und Vergütung zur Folge. Flexible Arbeitsverträge (in allen Formen) nahmen – und nehmen auch heute noch – weiter zu<sup>13</sup>.

### FORMEN DER FLEXIBILITÄT

„Die Flexibilität des Arbeitsmarktes gilt als eine zentrale Voraussetzung für die Bewältigung des Strukturwandels, für wirtschaftliches Wachstum und für den Abbau der Arbeitslosigkeit“ (Keller/ Seifert 2008: 6). Die Forderung nach flexiblen Formen der Beschäftigung bedeutet, dass Arbeitgeber/innen Arbeitskräfte zunehmend zu der Zeit und in dem Umfang einsetzen möchten, wie sie tatsächlich gebraucht werden – und das möglichst ohne zusätzliche Kosten (vgl. Hanau 2007: 347). Der folgende Abschnitt ist einem detaillierteren Blick auf Flexibilität gewidmet, denn die Heterogenität des Arbeitsmarktes macht eine Unterscheidung zwischen Formen von Flexibilität und deren Funktionen notwendig (vgl. ebd.). Die beiden Hauptdimensionen des Phänomens werden als interne und externe Flexibilität bezeichnet. Zur „**internen Flexibilität**“ gehören sämtliche Strategien, die „eine Anpassung des Arbeitskräfteeinsatzes ohne Rückgriff auf den externen Arbeitsmarkt ermöglichen“ (vgl. ebd.: 7)<sup>14</sup>. Der Begriff umfasst folglich Zeitkonten, Beschäftigung sichernde Arbeitszeitänderungen, Weiterbildung, tarifliche Öffnungsklauseln, leistungsbezogene Entgelte oder auch geringfügige und Teilzeitarbeit. Im Gegensatz dazu fußt „**externe Flexibilität**“ auf eher traditionellen Strategien wie der Anpassung der Beschäftigtenzahl durch Entlassungen und Einstellungen:

---

<sup>13</sup> „Gegenüber dem Jahr 1991 zeigt die Erwerbstätigenentwicklung [...] eine deutliche Zunahme so genannter „atypischer Beschäftigungsverhältnisse““ (Statistisches Bundesamt am 31. Januar 2013, online unter: [https://www.destatis.de/DE/Publikationen/STATmagazin/Arbeitsmarkt/2013\\_01/Arbeitsmarkt2013\\_01.html;jsessionid=53C355AAAE81352DA500A89F01EC9CFA.cae2](https://www.destatis.de/DE/Publikationen/STATmagazin/Arbeitsmarkt/2013_01/Arbeitsmarkt2013_01.html;jsessionid=53C355AAAE81352DA500A89F01EC9CFA.cae2), zuletzt geprüft am 10.02.13).

<sup>14</sup> „Auf den externen Arbeitsmarkt zurückgreifen“ würde bedeuten, dass Externe, also Personen, die bisher nicht in dem betreffenden Unternehmen beschäftigt waren, eingestellt würden. Im Gegensatz dazu sind sogenannte „interne Arbeitsmärkte“ Arbeitsmärkte innerhalb von Unternehmen. Aufgabe der internen Arbeitsmärkte ist es, „das interne Arbeitsangebot mit der internen Arbeitsnachfrage zu vermitteln“, d.h. bei Bedarf auf Arbeitskräfte zurückzugreifen, die bereits im Unternehmen beschäftigt sind (vgl. Hans-Böckler-Stiftung (Hg.) 2011c: 1).

„Soziologisch betrachtet zielt externe Flexibilität vor allem auf den Aufbau von Randbelegschaften, die je nach zeitlichem und örtlichem Bedarf herangezogen werden, während interne Flexibilität eine größere zeitliche und räumliche Flexibilität der Stammebelegschaften verlangt“ (Hanau 2007: 347). Eine Form der externen Flexibilität ist befristete Beschäftigung (vgl. Boockmann/ Hagen 2007: 150). Sie soll es den Unternehmen ermöglichen, ihre Beschäftigtenzahl besser an die Schwankungen des Arbeitskräftebedarfs anzupassen. Hier zeigt sich ein enger Zusammenhang zum in den vorangegangenen Absätzen Geschilderten: Die Arbeitsmarktderegulierung hat den Spielraum für externe Flexibilität ausgeweitet (vgl. Keller/ Seifert 2008: 8).

### **FLEXIBILISIERUNG AN DEN RÄNDERN DES ARBEITSMARKTES**

Eichhorst/ Marx bewerten alle Reformschritte hauptsächlich als „*flexibility at the margin*“ (2009: 20). Sie legen dar, dass im Zuge der Reformen das traditionelle Segment der Standardbeschäftigung großteils unangetastet blieb, während es durch ein sekundäres Segment der atypischen Beschäftigung ergänzt wurde: „*In order to maintain insiders' privileges and yet improve labor market performance, the tendency of each reform stage is to target flexibilization at outsiders*“ (Eichhorst/ Marx 2009: 6). Besonders Erwerbseinstiegsprozesse wurden in den letzten Jahrzehnten gezielt flexibilisiert (vgl. Buchholz 2008: 12). Die Flexibilisierung an den Rändern führte zu einer Spaltung bzw. Dualisierung des Arbeitsmarktes in Bezug auf Einkommen und Erwerbssicherheit. Einerseits stabilisieren atypische Beschäftigungsverhältnisse das traditionelle, v.a. von Normalarbeitsverhältnissen geprägte Kernsegment des deutschen Arbeitsmarktes (vgl. Eichhorst/ Marx 2009: 21). Andererseits jedoch besteht die Gefahr, dass atypische Beschäftigungsverhältnisse zunehmend Normalarbeitsverhältnisse ersetzen, ohne dadurch aber auch ihren diskriminierenden Charakter zu verlieren: „*Innerhalb eines durch Langzeitbeschäftigungsverhältnisse geprägten Arbeitsmarktes würde so ein Teil der Arbeitskräfte über lange Zeit unfreiwillig und im Wechsel mit Episoden der Arbeitslosigkeit in instabilen Erwerbsverhältnissen verbleiben*“ (Boockmann/ Hagen 2007: 150). Damit nicht genug, könnten potentielle Arbeitgeber/innen in früheren Perioden der Arbeitslosigkeit Indikatoren für eine mangelnde Bewerberqualität sehen (vgl. ebd.).

### **EROSION DES NORMALARBEITSVERHÄLTNISSES!?**

Die Zunahme atypischer Beschäftigung wirft die in wissenschaftlicher Literatur und Medien vieldiskutierte Frage nach der ‚Erosion des Normalarbeitsverhältnisses‘ auf. Zugrunde liegt die Vermutung, dass vermeintlich „gute“ Arbeit, also sozialversicherte, tariflich abgedeckte, unbefristete Arbeitsstellen mehr und mehr durch atypische Beschäftigungsverhältnisse ersetzt werden (vgl. Eichhorst et al. 2010: 9). *„Bereits der häufig verwendete Begriff „Erosion des Normalarbeitsverhältnisses“ macht deutlich, dass das, was an die Stelle des normativ als „normal“ definierten Arbeitsverhältnisses tritt, als weniger wünschenswert einzuordnen ist. Diese Wertung kann allenfalls aus der Annahme resultieren, dass flexible „atypische“ Beschäftigungsverhältnisse zumindest potentiell auch als prekär einzustufen sind, das heißt, sie sind schlechter entlohnt und weisen zugleich eine geringere Beschäftigungsstabilität auf“* (Schäfer 2010: 1).

Der Anteil aller atypischen Beschäftigungsverhältnisse lag, wenn man Doppelzählungen berücksichtigt, im Jahr 2007 bereits bei 37 Prozent aller Beschäftigten – längst handelt es sich nicht mehr um ein marginales Segment des deutschen Arbeitsmarktes (vgl. Keller/ Seifert 2009a: 42). Allerdings wurde in der Einleitung auch darauf hingewiesen, dass rund 60 Prozent der Erwerbstätigen nach wie vor in Normalarbeitsverhältnissen beschäftigt sind – dies täuscht eine Robustheit der erwerbsfähigen Bevölkerung gegenüber den oben beschriebenen Reformen vor (vgl. Gießelmann 2012: 10). Betrachtet man die (ebenfalls in der Einleitung dargestellten) Zahlen zur aktuellen Lage auf dem deutschen Arbeitsmarkt, so wird deutlich: Partiiell ist das Normalarbeitsverhältnis ein *Auslaufmodell*, nämlich an den Rändern des Arbeitsmarktes, vor allem unter Arbeitsmarkteinsteiger/innen. Trotzdem kann nicht von einer universalen Erosion des Normalarbeitsverhältnisses gesprochen werden. Insgesamt ist die Situation eher in Anlehnung an Keller/ Seifert (2009a: 42) zu bewerten: *„Das NAV [Normalarbeitsverhältnis; Anm. d. Verf.] stellt den abnehmenden Regelfall, atypische Formen hingegen den zunehmenden Ausnahmefall dar“*.

**WIE KOMMT ES DAZU, DASS SICH VERÄNDERUNGEN DER LEGISLATIVEN RAHMENBEDINGUNGEN SELEKTIV AUSWIRKEN?**

Beim Erwerbseinstieg handelt es sich um eine sehr sensible Phase im Lebenslauf, die besonders anfällig ist für die Auswirkungen eines gestiegenen Arbeitsmarkt- und Wettbewerbsdrucks (vgl. u.a. Buchholz 2008: 52; Kurz 2005; Mills/ Blossfeld 2005: 6f.). Institutionelle Rahmenbedingungen auf der Mesoebene (d.h. zwischen der politischen Makro- und der individuellen Mikroebene) kanalisieren die Effekte der Reformen (vgl. Gießelmann 2012: 6f.): *Arbeitsmarktinsider* sind durch institutionelle Mechanismen vor den Auswirkungen der Reformen, d.h. vor einer Abwertung ihrer Arbeitsmarktposition, relativ gut geschützt (vgl. Gießelmann 2009: 218ff.; Buchholz 2008: 38; u.a.). Sicherheit bieten zum Beispiel Regelungen zum Kündigungsschutz, das Senioritätsprinzip etc. Diese werden allerdings erst durch vorgelagerte Erwerbstätigkeit wirksam und greifen daher für Arbeitsmarkteinsteiger/innen nicht. Auch die Interessenvertretung durch Gewerkschaften trägt dazu bei, dass Arbeitnehmer/innen vor einer Abwertung ihrer Arbeitsmarktposition geschützt werden. Allerdings bindet das Wahlprinzip gewerkschaftliche Führungskräfte an ihre Mitglieder (vgl. Oswald 1995 nach Gießelmann 2012: 9). Da der Organisationsgrad unter etablierten Erwerbstätigen erheblich höher ist als unter Berufseinsteiger/innen, ist davon auszugehen, dass Gewerkschaften eher im Sinne der *Arbeitsmarktinsider* als der *-outsider* handeln (vgl. ebd.). Am deutschen Arbeitsmarkt werden folglich vor allem diejenigen geschützt, die sich in Beschäftigung befinden (vgl. Buchholz 2008: 52).

Zu bedenken gilt es darüber hinaus, dass Arbeitgeber/innen nicht daran gelegen sein kann, sich bei all ihren Beschäftigten aus langfristigen Bindungen zurückzuziehen (vgl. ebd.: 32). Zur Sicherung der Qualität, Innovationsfähigkeit und Kooperation sind Bindungen an wichtige Arbeitnehmer/innen notwendig, sogenannte *high-trust-relationships* – langfristige Beziehungen zu Mitarbeiter/innen in verantwortungsvollen Positionen, die ein hohes Maß an Qualifikation und eine lange Einarbeitungszeit erfordern (ebd.). Dies trifft auf Erwerbseinsteiger/innen, die eingelernt werden und sich erst bewähren müssen, eher nicht zu. Gleichzeitig macht ein erhöhter Wettbewerbsdruck mehr Flexibilität erforderlich (vgl. ebd.).

All dies trägt dazu bei, dass die Auswirkungen der Reformen an der Schnittstelle zwischen Ausbildungssystem und Erwerbstätigkeit (d.h. beim Arbeitsmarkteinstieg) besonders



deutlich werden: „*Inbesondere junge Menschen nach Bildungsabschluss wurden am regulierten deutschen Arbeitsmarkt durch die Ausweitung befristeter Beschäftigung zu einer flexiblen Manövriermasse für Unternehmen gemacht*“ (Buchholz 2008: 13). Dies könnte zur Konsequenz haben, dass sich die Arbeitsmarktrisiken und Prozesse der Beschäftigungsflexibilisierung für Arbeitsmarkteinsteiger/innen im Lauf der Zeit erheblich verschärft haben (vgl. ebd.: 38). Für diejenigen Jugendlichen, die über befristete Beschäftigungsverhältnisse in den Arbeitsmarkt einsteigen, stellt dies eine eher ungünstige Ausgangsposition hinsichtlich ihrer Erwerbskarriere dar: „*Arbeitsmarktrisiken und Prozesse der Beschäftigungsflexibilisierung [dürften sich; Anm. d. Verf.] für Berufseinsteiger gravierend verschärft haben*“ (Buchholz 2008: 38). Die Dualisierung des Arbeitsmarktes ist daher nicht nur ein Merkmal, das relevant gesetzt werden muss für die Ausbreitung der atypischen Jobs. Sie ist vielleicht noch entscheidender für den Verbleib in flexiblen Beschäftigungsformen oder die Chance auf einen Übergang in sichere Erwerbsverhältnisse (vgl. Eichhorst/ Marx 2009: 18).

### **EXKURS: RECHTLICHER RAHMEN DER BEFRISTETEN BESCHÄFTIGUNG**

Im folgenden Abschnitt wird ein Blick auf den rechtlichen Rahmen der befristeten Beschäftigung geworfen. Die entsprechenden Gesetze wirken jedoch hauptsächlich auf den Zugang zu solchen instabilen Beschäftigungsformen, die Wege aus der Befristung heraus werden höchstens indirekt davon beeinflusst<sup>15</sup>. Da sich vorliegende Arbeit mit den Auswirkungen von Prozessen auf institutioneller Ebene auf individuelle Arbeitsmarkterfolge auseinandersetzt, soll jedoch zumindest geklärt werden, was genau der Gesetzgeber unter „Befristung“ versteht.

Im Jahr 2000 löste das Teilzeit- und Befristungsgesetz (TzBfG) die letzte Version des BeschFG von 1996 ab und regelt heute das Recht der befristeten Beschäftigung (vgl. u.a. Hanau 2007: 347ff.). Im Hochschulbereich sind die Befristungsbedingungen durch das Wissenschaftszeitvertragsgesetz festgelegt.

In §3 des TzBfG ist der Begriff des befristet beschäftigten Arbeitnehmers folgendermaßen definiert: „*Befristet beschäftigt ist ein Arbeitnehmer mit einem auf bestimmte Zeit geschlossenen Arbeitsvertrag. Ein auf bestimmte Zeit geschlossener Arbeitsvertrag (befristeter Vertrag) liegt vor,*

---

<sup>15</sup> So führt auch die gesetzlich festgelegte Höchstdauer einer sachgrundlosen Befristung keinesfalls automatisch zu einem Übergang in unbefristete Beschäftigung.

*wenn seine Dauer kalendermäßig bestimmt ist (kalendermäßig befristeter Arbeitsvertrag) oder sich aus Art, Zweck oder Beschaffenheit der Arbeitsleistung ergibt (zweckbefristeter Arbeitsvertrag)*“ ([www.gesetze-im-internet.de](http://www.gesetze-im-internet.de)<sup>16</sup>). Die kalendermäßige Befristung eines Arbeitsvertrages, d.h. die sachgrundlose Befristung, ist bis zu einer Dauer von höchstens zwei Jahren erlaubt (vgl. ebd.). Innerhalb dieser Gesamtdauer kann das sachgrundlose Vertragsverhältnis maximal drei Mal verlängert werden. Wenn jedoch beim selben Arbeitgeber bereits zuvor ein Arbeitsverhältnis bestanden hat, ist eine Befristung ohne sachlichen Grund unzulässig<sup>17</sup> (vgl. ebd.).

Neben den bereits genannten Anlässen (wenn die Befristung im Anschluss an eine Ausbildung oder ein Studium oder zur Erprobung erfolgt) werden im §14 des TzBfG folgende weitere Sachgründe für eine temporäre Anstellung genannt: Eine Befristung ist zulässig, wenn ein nur vorübergehender betrieblicher Bedarf an der Arbeitsleistung besteht, wenn die Beschäftigung eines Arbeitnehmers der Vertretung eines anderen Arbeitnehmers dient, wenn die Eigenart der Arbeitsleistung eine zeitliche Begrenzung bedingt, wenn eine befristete Anstellung in der Person des Arbeitnehmers begründet liegt, wenn Haushaltsmittel zur Finanzierung der Stelle nur zeitlich begrenzt zur Verfügung stehen oder die Befristung auf einem gerichtlichen Vergleich beruht. Die Zwei-Jahres-Grenze gilt nur für sachgrundlose Befristung: Liegt ein Befristungsgrund vor, so kann unbegrenzt befristet werden.

---

<sup>16</sup> Quelle: <http://www.gesetze-im-internet.de/tzbfgr/BJNR196610000.html#BJNR196610000BJNG000300305>, zuletzt geprüft am 27.02.2013.

<sup>17</sup> Im April 2011 ersetzte das BAG das Vorbeschäftigungsverbot durch eine Sperrfrist von drei Jahren (vgl. Höpfner 2011: 893). Da diese Änderung erst nach Ende des Untersuchungszeitraumes vorliegender Arbeit in Kraft trat, ist sie für die Analyse nicht von Belang.

## **4.2 Individuelle Entscheidungs- und Handlungstheorien zur Erklärung von Arbeitsmarktchancen**

Die verschiedenen Deregulierungsschritte – dies wurde gezeigt – zielten direkt oder indirekt auf die Zunahme atypischer Beschäftigungsverhältnisse und die Verdrängung des Normalarbeitsverhältnisses (vgl. Gießelmann 2012: 215). Sie flexibilisierten dabei vor allem die Position von Berufseinsteiger/innen. Nicht alle Individuen scheinen jedoch in gleichem Maße von der Abwertung ihrer Arbeitsmarktposition betroffen zu sein. Bereits vorliegende empirische Befunde, die in Kapitel 2 vorgestellt wurden, weisen darauf hin, dass gesellschaftliche Gruppen ungleich von atypischer Beschäftigung betroffen sind (vgl. u.a. Statistisches Bundesamt (Hg.) 2008: 15 oder Keller/ Seifert 2011b: 3). Diverse Studien zeigen auch, dass individuelle und strukturelle Merkmale einen erheblichen Einfluss auf die Befristungshäufigkeit haben (vgl. z.B. Giesecke/ Groß 2009: 90ff.). In vorliegender Arbeit wird jedoch nicht der *Zugang zu* befristeten Verträgen fokussiert, sondern der *Weg* aus der befristeten Beschäftigung *heraus*. Ein Übergang in Erwerbssicherheit bietende Festanstellung wird als Arbeitsmarkterfolg gewertet. Doch welche Merkmale spielen beim Übergang in unbefristete Beschäftigung aus instabilen Vertragsverhältnissen heraus eine Rolle? Wie lässt sich ein potentieller Einfluss individueller und struktureller Merkmale theoretisch erklären?

Im Folgenden werden die Arbeitsmarktchancen von befristet beschäftigten Arbeitsmarkteinsteiger/innen in einen theoretischen Kontext gestellt. Hierfür werden vor allem zwei Theorien herangezogen: Die Humankapitaltheorie sowie die Signaltheorie, darüber hinaus wird auf die ökonomische Theorie der Diskriminierung eingegangen. Zunächst werden die zentralen Gedanken der Theorien umrissen. Im weiteren Verlauf vorliegender Arbeit dienen die erläuterten theoretischen Hintergründe dazu, empirisch überprüfbare Hypothesen über Arbeitsmarkterfolgschancen von verschiedenen Gruppen von Individuen abzuleiten.

## HUMANKAPITALTHEORIE

*„Labourers have become capitalists not from a diffusion of the ownership of corporation stocks, as folklore would have it, but from the acquisition of knowledge and skill that have economic value.”*  
(Schultz 1961: 5 zitiert nach Sesselmeier et al. 2010: 147)

Die Humankapitaltheorie wird vielfach herangezogen, wenn Differenzen in Arbeitsmarktchancen erklärt werden sollen. Ihre Anfänge reichen dogmengeschichtlich bis zu Adam Smith zurück, die moderne Fassung der Theorie fußt vor allem auf Arbeiten von Gary S. Becker und Jacob Mincer in den 1960er Jahren (vgl. Sesselmeier et al. 2010: 145).

Ausgangspunkt der Humankapitaltheorie ist der Gedanke, dass auch Bildung, Training und Gesundheit Kapital sind (vgl. Becker 1993). Und zwar in dem Sinne, dass sich daraus produktive Eigenschaften eines Individuums ergeben, die sich wiederum in andere Kapitalarten umsetzen lassen: Je höher der jeweilige Bestand an Humankapital, desto höher die Produktivität eines Individuums. Dies wiederum bedeutet eine bessere Leistungsfähigkeit, die sich schließlich in Form von einem höheren Einkommen und besseren Arbeitsmarktchancen auszahlt: *„Consequently, it is fully in keeping with the capital concept as traditionally defined to say that expenditures on education, training, medical care, etc., are investments in capital“* (Becker 1993: 16). Der Begriff „Humankapital“ bezeichnet den Bestand an Wissen und Fertigkeiten eines Individuums, dessen Zunahme die Produktivität des oder der Betroffenen erhöht (vgl. Franz 2006: 75). Becker stellt eine Analogie zum Sachkapital her, die nur dadurch nicht vollständig sein kann, dass Humankapital untrennbar mit dem Menschen verbunden ist und deshalb nicht in gleicher Weise wie Sachkapital auf Märkten gehandelt werden kann (vgl. ebd.).

Die Qualifikation wird als eine Grundeigenschaft des Menschen in der Produktion begriffen. Daher wird die Arbeitskraft zum Investitionsgut, in das zur Verbesserung des Arbeitsvermögens (und damit zur Steigerung der Produktivität) investiert werden kann (vgl. Sesselmeier et al. 2010: 145f.). Die Humankapitaltheorie begreift Wissen folglich als ökonomischen Wert, der sich am Arbeitsmarkt realisieren lässt – durch Investitionen in Wissen werden Arbeitnehmer/innen also sozusagen zu „Kapitalisten“ (vgl. ebd. 147). Doch es geht nicht nur um Entlohnung, sondern um Arbeitsmarktchancen allgemein, um den Zugang zu Arbeitsmarktpositionen. Arbeitsmarktchancen werden in der Humankapitaltheorie mit einem durch Ausbildungsinvestitionen differenzierten Arbeitsangebot erklärt: Ungleiche

Arbeitsmarktchancen entstehen aus Heterogenität zwischen Arbeitnehmer/innen, die wiederum daraus resultieren, dass Individuen ungleich in Humankapital investieren und besser ausgebildete Arbeitskräfte eine höhere Leistung erbringen. In Humankapital wird jedoch nur so lange investiert, bis der zu erwartende Vorteil durch bessere Arbeitsmarktchancen oder ein höheres Einkommen nicht mehr größer ist, als die Kosten für die Ausbildung: „[...] *Investments*] usually are rational responses to a calculus of expected costs and benefits“ (Becker 1993: 17). Belastungen entstehen dabei nicht nur durch tatsächlich getätigte, monetäre Ausbildungskosten, sondern auch in Form von zeitlichen Opportunitätskosten aufgrund des entgangenen bzw. verminderten Lohns während der Ausbildungsphase (vgl. Sesselmeier et al. 2010: 146). Wer sich für einen höheren Bildungsabschluss entscheidet, verzichtet damit auf eine aktuelle Beschäftigung samt dem damit verbundenen Einkommen, um zu einem späteren Zeitpunkt dank eines erhöhten Produktivitätsniveaus bessere Erwerbschancen zu haben.

Der jeweilige Bestand an Humankapital liefert einem/r Arbeitgeber/in Informationen über den Grad der Produktivität eines/r potentiellen Arbeitnehmers/in. Demnach ist das Bildungsniveau zentral für die individuellen Arbeitsmarktchancen. Gary S. Becker begründet dies wie folgt: „*Schooling raises earnings and productivity mainly by providing knowledge, skills and a way of analyzing problems*“ (Becker 1993: 19). Er weist aber auch darauf hin, dass die Akkumulation von Bildung und Qualifikation nicht nur innerhalb der Schule geschieht. Im Gegenteil: Auch während des Berufslebens und darüber hinaus werden Wissen und Fähigkeiten erworben. Becker bezeichnet dies als *on-the-job-training*<sup>18</sup> (vgl. z.B. Becker 1993: 20). Humankapital ist also nicht gleich Humankapital: Je nachdem, wo es erworben wurde, handelt es sich um „schulisches“ oder „berufliches“ Humankapital (vgl. Franz 2006: 75, vgl. auch Becker 1993: 30ff.). Hierfür gibt es auch andere Bezeichnungen, in der Literatur finden sich oft die Begriffe „allgemeines“ und „spezifisches“ Humankapital. Gemeint ist jedoch das gleiche: „*Schooling ist eine allgemeine Ausbildung, die den Arbeitnehmer in die Lage versetzt, verschiedene Tätigkeiten auszuüben, training-on-the-job hingegen ist eine spezifische Ausbildung für eine bestimmte Tätigkeit*“ (Sesselmeier et al. 2010: 147). Diesem Gedankengang folgend, können Schulabschlüsse als allgemeines Humankapital gewertet werden, während beispielsweise Berufserfahrung zum spezifischen

---

<sup>18</sup> Damit ist jedoch nicht nur Lernen direkt während der Arbeit gemeint, sondern auch z.B. Kurse, die der beruflichen Fortbildung dienen. Der Begriff bezieht sozusagen auch den Erwerb von spezifischem Humankapital durch *off-the-job-training* mit ein.

Humankapital gezählt wird. Berufserfahrung kann daher als eine Form des speziellen Expertenwissens angesehen werden, als ein Bestand an Fertigkeiten, der die Leistungsfähigkeit des Individuums auf einem bestimmten Gebiet steigert (vgl. Mincer 1970: 7).

In der Praxis sind die Übergänge zwischen den verschiedenen Humankapitalarten fließend. Laut Sesselmeier et al. (2010: 147) ist für die Unterscheidung vor allem relevant, wer die Investitionskosten trägt. Beim *schooling* – so die Autoren – werden die Kosten vom Staat (über eine seiner Institutionen wie Schulen oder Universitäten) oder auch von den Individuen selbst getragen. Beim *training-on-the-job* hingegen investiert der Arbeitgeber in seinen Beschäftigten, indem er z.B. Fortbildungskosten übernimmt oder Einlernphasen bezahlt. An Qualifikationen, die einen Arbeitnehmer dazu befähigen, spezifische, vom Beschäftigten nachgefragte Tätigkeiten auszuüben, hat der Arbeitgeber ein originäres Interesse (vgl. ebd.). Daher werden Kosten für entsprechende Investitionen in spezifisches Humankapital auch eher vom Betrieb übernommen. Sobald ein Arbeitgeber in einen Arbeitnehmer investiert hat, wird er versuchen, ihn durch günstige Konditionen (guter Lohn, sichere Arbeitsverträge etc.) an sich zu binden. Daraus lässt sich folgern, dass Arbeitskräfte mit einem hohen Bestand an spezifischem Humankapital selbst in Zeiten eines konjunkturellen Abschwungs eher nicht entlassen werden und Arbeitgeber/innen in Zeiten eines antizipierten Fachkräftemangels ein großes Interesse an stabilen Beziehungen zu solchen wichtigen Arbeitnehmer/innen haben.

Im Gegensatz dazu können Arbeitgeber/innen aus allgemeinem Humankapital eher keinen spezifischen Nutzen ziehen, eine Investition vonseiten des Unternehmens wäre nicht mit dessen „*Gewinnmaximierungskalkül*“ zu vereinbaren (vgl. Sesselmeier et al. 2010: 147). Allgemeines Humankapital können Arbeitgeber/innen einfach einkaufen, ohne in bestimmte Arbeitnehmer/innen investieren zu müssen: *„Je weniger unternehmens- und beziehungspezifisch die Qualifikationen sind, umso eher können sie punktuell eingekauft statt dauerhaft angestellt werden“* (Sesselmeier 2009: 77). Daraus folgt, dass Unternehmen ein geringeres Interesse haben, Arbeitnehmer/innen die hauptsächlich über allgemeines Humankapital verfügen, dauerhaft an sich zu binden. Dementsprechend schreiben Sesselmeier et al. (2010: 148) der Unterscheidung zwischen den Humankapitalarten vor allem insofern Relevanz zu, als dass sie sich indirekt auf die Stabilität von Beschäftigungsverhältnissen auswirken.

Die Humankapitaltheorie setzt voraus, dass höhere Qualifikationen immer auch zu besseren Chancen auf dem Arbeitsmarkt führen, die sich in der Realisierung von besser

bewerteten Arbeitsmarktpositionen und einem höheren Erwerbseinkommen niederschlagen. Tatsächlich – dies zeigen auch obige Ausführungen – gilt dies jedoch nur für Qualifikationen, die aktuell nachgefragt sind. Nach der Humankapitaltheorie müssten Arbeitnehmer/innen mit höherer Produktivität bessere Arbeitsmarktchancen haben – und zwar unabhängig von Geschlecht oder ethnischer Zugehörigkeit. Die empirischen Ergebnisse verschiedener Studien (vgl. u.a. Statistisches Bundesamt (Hg.) 2008 u.a.; siehe Kapitel 2) belegen jedoch Unterschiede in der Beschäftigungsstabilität zwischen Arbeitnehmer/innen, die sich nicht allein auf das Bildungs- und Produktivitätsniveau zurückführen lassen. Die ökonomische Theorie der Diskriminierung knüpft hier an die Gedankengänge der Humankapitaltheorie an, weshalb hier auch auf diese Überlegungen eingegangen wird.

### **DIE ÖKONOMISCHE THEORIE DER DISKRIMINIERUNG**

Ausgangspunkt der ökonomischen Theorie der Diskriminierung ist die Annahme ‚fairer‘ Arbeitsmarktchancen und Entlohnung auf Basis der Produktivität eines/r Arbeitnehmer/in und die dazu im Spannungsfeld stehende Realität (vgl. Sesselmeier et al. 2010: 150). Die Autoren weisen darauf hin, dass auf deutsche Verhältnisse bezogen vor allem Differenzen in der Entlohnung von Männern und Frauen aktuell sind (*Gender Pay Gap-Debatte*<sup>19</sup>) und ziehen dieses Beispiel heran um die Idee der ökonomischen Theorie der Diskriminierung zu erläutern.

Würde man für einen fiktiven Mann und eine fiktive Frau, die über ein gleiches Produktivitätsniveau verfügen, Durchschnittsverdienste berechnen, so würde sich eine Differenz der Entlohnungen ergeben: *„Die Differenz zwischen dem fiktiven Durchschnittsverdienst und dem tatsächlichen Durchschnittsverdienst einer Durchschnittsfrau ergibt dann gerade den Teil der Entlohnung, der der Frau aus diskriminatorischen Gründen vorenthalten wird“* (Sesselmeier et al. 2010: 150). Diese Lohndifferenz kann die Humankapitaltheorie nicht erklären. Bei gleicher zu erwartender Produktivität aufgrund eines gleichen Bestandes an Humankapital, – das ist die Schlussfolgerung der Autoren daraus –, werden daher persönliche Merkmale wie Geschlecht, Alter, Nationalität etc. relevant (vgl. ebd.). Und zwar nicht nur, was die Entlohnung angeht:

---

<sup>19</sup> Vgl. Homepage des Statistischen Bundesamtes:  
[https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesamtwirtschaftUmwelt/VerdiensteArbeitskosten/VerdienstunterschiedeMaennerFrauen/Aktuell\\_Verdienstunterschied.html](https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesamtwirtschaftUmwelt/VerdiensteArbeitskosten/VerdienstunterschiedeMaennerFrauen/Aktuell_Verdienstunterschied.html), zuletzt geprüft am 10.02.13.

Die von den Autoren ausgeführten Gedankengänge beziehen sich auf Lohnungleichheit zwischen Männern und Frauen, lassen sich jedoch auch auf Beschäftigungsstabilität übertragen.

Diskriminierung, – auch darauf weisen Sesselmeier et al. (vgl. ebd.) hin –, setzt jedoch nicht erst beim Eintritt in den Arbeitsmarkt ein. Vielmehr greifen diese Mechanismen schon vorher, zum Beispiel beim Zugang zu höherer Schulbildung und damit bei der Bildung von Humankapital. Aus dieser so genannten *pre-market*-Diskriminierung (vgl. ebd.: 151) resultiert ein unterschiedliches Produktivitätsniveau, was – und hier greift wieder das Erklärungsschema der Humankapitaltheorie – schließlich zu Unterschieden in den Arbeitsmarktchancen (und in der Entlohnung) führt.

Die Humankapitaltheorie postuliert einen direkten ursächlichen Zusammenhang zwischen dem Bildung- bzw. Qualifikationsniveau eines/r Arbeitnehmers/in und seinen/ihren Arbeitsmarktchancen. Hierbei zeigt sich jedoch eine etwas einseitige Fixierung der Theorie auf die Arbeitsangebotsseite, die Arbeitsnachfrageseite wird vernachlässigt, was dazu führt, dass die Opportunitätsstrukturen weitgehend außer Acht gelassen werden (vgl. Sesselmeier et al. 2010: 154). Für realisierte Arbeitsmarktpositionen ist jedoch nicht nur die Seite der Bewerber/innen relevant. Anstellungen in befristeten oder unbefristeten Vertragsverhältnissen ergeben sich vielmehr aus einem Zusammenspiel von interdependenten Bewerbungsprozessen seitens der Arbeitssuchenden und Rekrutierungsprozessen auf der Seite der Arbeitgeber/innen (vgl. Solga 2005 zitiert nach Seibert/ Solga 2005: 366). Rekrutierungsentscheidungen von Arbeitgeber/innen sind für die Arbeitsmarktplatzierung der Arbeitnehmer/innen verantwortlich – dies gilt für Ersteinstellungen genauso wie für Entfristungen. Hier bietet die Signaltheorie (Spence 1973) Anknüpfungspunkte: Sie nimmt das Rekrutierungsverhalten von Arbeitgeber/innen in den Blick. Außerdem beleuchtet sie die Bedeutung von (Aus-) Bildungsabschlüssen und schafft darüber hinaus Möglichkeiten, Effekte der Diskriminierung zu erkennen und zu diskutieren (vgl. Seibert/ Solga 2005: 366). Die Signaltheorie bildet damit jedoch keineswegs einen Gegensatz zur Humankapitaltheorie – vielmehr bietet sie eine Ergänzung und Erweiterung der bisher formulierten Ideen.



## SIGNALTHEORIE

*„To hire someone, then, is frequently to purchase a lottery. [... The] employer pays the certain monetary equivalent of the lottery to the individual as wage.“*  
(Spence 1973: 356)

Die Humankapitaltheorie geht davon aus, dass ein/e Arbeitgeber/in potentielle Beschäftigte nach ihrer Produktivität, die sich aus getätigten Investitionen in Humankapital ergibt, beurteilt. Ein höherer Schulabschluss, zum Beispiel, würde somit eine höhere Produktivität bedeuten, eine abgeschlossene Berufsausbildung zeugt eher von Leistungsfähigkeit als eine abgebrochene. Dementsprechend haben Individuen mit höherer Qualifikation bessere Jobchancen – vorausgesetzt, die Qualifikation, über die sie verfügen, wird aktuell auch nachgefragt.

In der Signaltheorie werden Arbeitsmarktchancen gewissermaßen aus der gegensätzlichen Perspektive betrachtet: Michael Spence, der die Idee des *Job Market Signaling* im Jahr 1973 veröffentlichte, nimmt vor allem das Rekrutierungsverhalten von Arbeitgeber/innen in den Blick. Eine Anstellung wird in der Signaltheorie als Investition betrachtet – und zwar als eine, die der/die Arbeitgeber/in aufgrund mangelnder Information unter Unsicherheit tätigen muss: *„The fact that it takes time to learn an individual’s productive capabilities means that hiring is an investment decision. The fact that these capabilities are not known beforehand makes the decision one under uncertainty“* (Spence 1973: 356). Ein Arbeitgeber muss entscheiden, ob er in einen Arbeitnehmer investiert, indem er einen Arbeitsplatz durch ihn besetzt. Das primäre Interesse der Signaltheorie besteht darin zu zeigen, *„how the employer perceives the lottery“* (Spence 1973: 357). Spence formuliert sein zentrales Anliegen folgendermaßen: *„My aim is to outline a conceptual apparatus within which the signaling power of education, job experience, race, sex, and a host of other observable, personal characteristics can be determined“* (ebd.: 356).

Die Unsicherheit im Einstellungsprozess sorgt dafür, dass es für Unternehmen zentral ist, Aufschluss über die unbeobachtbare Produktivität (*abilities*) der Bewerber/innen zu bekommen. Hierbei kommt Nachweisen über formale Qualifikationen eine hohe Bedeutung zu. Die Signaltheorie geht davon aus, dass die Kosten des Qualifikationserwerbs (*signaling costs*, vgl. ebd.: 358) für Individuen mit höheren Fähigkeiten geringer sind. Dies führt dazu, dass diese Personen eher höhere Fähigkeiten erwerben und diese den Arbeitgeber/innen in Form

von formalen Qualifikationen signalisieren (vgl. Spence 1973: 358f.). Spence (1973: 358) postuliert also einen negativen Zusammenhang zwischen der Höhe der getätigten Bildungsinvestitionen und der Produktivität. Er betont auch, dass unter *signaling costs* nicht nur monetäre Ausgaben fallen, sondern auch z.B. Kosten in Form von aufgewendeter Zeit (ebd.). Ziel des Bildungserwerbs ist folglich nach Spence vor allem, potentiellen Arbeitgeber/innen Signale für unbeobachtbare Fähigkeiten zu liefern. Am Arbeitsmarkt werden damit nicht mehr Humankapitalbestände, sondern Signale gehandelt (Sesselmeier et al. 2010: 153).

Das (Aus-)Bildungssystem ist in Deutschland in hohem Maße standardisiert, Lehrabschlüsse aus betrieblichen Berufsausbildungen oder Schulabschlüsse liefern Arbeitgeber/innen daher Anhaltspunkte, über welche Fähigkeiten und Fertigkeiten Bewerber/innen verfügen. Sie stellen darüber hinaus einen Bezug zu (in der Vergangenheit) bereits demonstriertem Leistungsvermögen her (vgl. Seibert/ Solga 2005: 366). Allerdings bieten sie kein vollkommen valides Signal über die tatsächliche und künftige Leistungsfähigkeit eines bestimmten Kandidaten. Bezüglich ihrer Produktivität sind Arbeitskräfte (auch wenn sie über das gleiche formale Qualifikationsniveau verfügen) äußerst heterogen. Die tatsächliche Produktivität eines Arbeitnehmers ist jedoch nicht vorab beobachtbar. Daraus folgt, dass formale Qualifikationen wie „abgeschlossene Ausbildung“, „Diplom“<sup>20</sup> oder „Realschulabschluss“ als Signale über die Leistungsfähigkeit nur bedingt belastbar sind. Dies gilt vor allem, wenn man bedenkt, dass „bessere“ formale Qualifikationen nicht in jedem Fall eine höhere Produktivität mit sich bringen müssen<sup>21</sup>.

Die tatsächlichen Eigenschaften der Bewerber/innen zeigen sich erst während der Beschäftigung. Arbeitskräfte lassen sich vor der Einstellung jedoch nicht „ausprobieren“ – oder nur unter Aufwendung erheblicher Kosten, indem zum Beispiel Trainee-Programme durchgeführt werden, in denen die Kandidaten sich bewähren müssen, oder indem deutlich mehr Auszubildende eingestellt, als später Arbeitskräfte benötigt werden (vgl. Franz 2006: 218). Diese Testverfahren sind nicht nur kosten-, sondern auch zeitintensiv. Unternehmen brauchen daher ein „*Raster, mit dem sie gute von schlechten Bewerbern unterscheiden [können]*“ (Sesselmeier et al. 2010: 217). Für die Besetzung von Positionen, das nimmt Spence an, wird

---

<sup>20</sup> Oder auch der Dokortitel, wie jüngste politische Entwicklungen zeigen.

<sup>21</sup> Zumal der Erwerb formaler Bildungsqualifikationen nicht nur durch individuelle Leistung bedingt ist und Ungleichheit bereits beim Zugang zu Bildung besteht (Stichwort *pre-market*-Diskriminierung, siehe vorige Abschnitte).

der Arbeitgeber daher kostengünstige, feststellbare und als zuverlässig geltende Indikatoren zur Entscheidungsfindung heranziehen, die mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit auf die Produktivität eines Bewerbers schließen lassen (vgl. Spence 1973; Seibert/ Solga 2005: 366).

Dabei machen sich Einstellende zunutze, dass Kandidat/innen in der Bewerbung neben ihren formalen Qualifikationen auch eine ganze Reihe individueller Merkmale präsentieren. Vorstellbare Signale sind nach Sesselmeier et al. (vgl. 2010: 153) zum Beispiel Berufserfahrung, Ergebnisse von Einstellungstests, aber auch die Dauer vorheriger Arbeitslosigkeit. Das Unternehmen benutzt solche repräsentativen Eigenschaften bestimmter Arbeitnehmergruppen zur Bestimmung der Charakteristika eines einzelnen Arbeitnehmers aus dieser Gruppe (vgl. Sesselmeier et al. 2010: 153). *Market signals* sind nach Spence: „*those observable characteristics attached to the individual that are subject to manipulate by him*” (Spence 1973: 357). Es handelt sich also um beobachtbare, persönliche Eigenschaften oder Merkmale, die vom Individuum verändert werden können, indem in sie investiert wird. Durch die Aufwendung von Zeit und Geld kann zum Beispiel eine höhere Qualifikation erworben werden (das wäre mit Humankapitalinvestitionen vergleichbar). Mit guten Bildungsleistungen und längeren Bildungszeiten assoziiert der/die Arbeitgeber/in höhere Leistungsfähigkeit und ein größeres Maß an Motivation und Durchhaltevermögen. Diese Signale – so die Annahme – korrelieren folglich positiv mit der erwarteten Produktivität. Sie sind jedoch – wie oben beschrieben – für den Arbeitgeber im Einstellungsprozess nicht ausreichend. Daher werden Beschäftigter auf Signale achten, die sie bezüglich der sozialen Gruppe, aus der ein/e Arbeitnehmer/in kommt, auswählen (Sesselmeier et al. 2010: 153). Sozialstatistische Merkmale werden zur wahrscheinlichkeitstheoretischen Einschätzung der Eigenschaften von Personen, die über diese Merkmalskombinationen verfügen, herangezogen.

Neben *market signals*, gibt es nach Spence (1973: 357) auch noch unveränderliche, beobachtbare Eigenschaften von Individuen, sogenannte *indices*. Als Beispiele dafür führt Spence (ebd.) Geschlecht oder ethnische Zugehörigkeit an. Diese Attribute sind für Individuen nicht veränderbar<sup>22</sup>: “*On the basis of previous experience in the market, the employer will have conditional probability assessments over productivity capacity given various combinations of signals and indices*” (Spence

---

<sup>22</sup> Auch das Alter wird als Index thematisiert. Zwar ist das Alter ständig veränderlich, Individuen können jedoch keinen Einfluss darauf nehmen. Die Unterscheidung zwischen *indices* und *signals* orientiert sich bei Spence folglich hauptsächlich daran, ob ein Merkmal manipulierbar ist oder nicht.

1973: 357). Über das Konzept der *indices* schafft die Signaltheorie die Möglichkeit, Effekte der Diskriminierung zu diskutieren.

Mit Blick auf Geschlechterdifferenzen in Arbeitsmarktchancen spielt das Konzept der *indices* eine Rolle. Hierzu urteilt Spence: *"The opportunity sets of men and women of comparable productivity are not necessarily the same"* (Spence 1973: 370). Verantwortlich für diese Einschätzung sind Prozesse der sogenannten statistischen Diskriminierung. Dieses Konzept fußt auf der Annahme, dass die Information über die wahre Produktivität und die erwartete Betriebszugehörigkeitsdauer stets unvollständig bleibt, weshalb zur Beurteilung der Leistungsfähigkeit in diskriminierender Weise auf persönliche Merkmale zurückgegriffen wird.

Gemäß stereotyper Vorurteile wird **Frauen** generell eine geringere Leistungsfähigkeit (vielleicht auch in Bezug auf zu leistende Überstunden) zugetraut als Männern oder es wird davon ausgegangen, dass Frauen ihre Erwerbstätigkeit im Vergleich zu Männern eher unterbrechen um Kinder zu bekommen und aufzuziehen (oder dass Frauen zu schwach sind, um bestimmte körperliche Tätigkeiten auszuführen etc.). Nach dem Konzept der statistischen Diskriminierung führt dies dazu, dass Bewerberinnen aufgrund ihres „Frauseins“ geringere Chancen auf ein Arbeitsplatzangebot haben als Männer (vgl. Franz 2006: 341). Somit werden Gruppen von Arbeitnehmer/innen systematisch ungleich behandelt. Diskriminierung wird im Einstellungsprozess als rationales Unterscheidungsinstrument (*screening device*) benutzt (Sesselmeier et al. 2010: 153).

*Indices* sind es auch, die für die Beurteilung der Produktivität von **Migrant/innen** und damit für ihre Erwerbschancen relevant werden. Für Migrant/innen nehmen Seibert/ Solga (2005) an, dass das Indiz Migrationshintergrund *„die Bedeutung eines Ausbildungsabschlusses generell außer Kraft setzt oder gruppenspezifisch modifizieren [kann]“* (Seibert/ Solga 2005: 367). Nach Seibert/ Solga führen vergleichbare Bildungsabschlüsse und -leistungen von Personen mit und ohne Migrationshintergrund nicht notwendigerweise zu einer vergleichbaren beruflichen Positionierung. Die Autoren sprechen von einem *„ethnisch modifizierten Signalwert“* des Ausbildungsabschlusses, der ähnlich wie das Geschlecht wirkt: Das Signal „Ausbildungsabschluss“ wird durch den Index „ausländische Herkunft“ abgewertet (vgl. ebd.). Auch dies geht auf Prozesse der statistischen Diskriminierung zurück. Seibert/ Solga (2005: 367f.) weisen darauf hin, dass insbesondere zwei Faktoren von Bedeutung sind: Staatsbürgerrechte und Empfindungen gegenüber fremden Kulturen (die Autoren bezeichnen

dies als „*ethnien-spezifische Perzeptionen*“ (ebd.)). Der Ausländerstatus wird insofern relevant, als dass damit unter Umständen nur eine begrenzte Aufenthaltsdauer verbunden sein kann. Für Arbeitgeber/innen stünde daher zu befürchten, dass Arbeitnehmer/innen in ihre Heimatländer zurückkehren (müssen oder wollen), was eine Amortisation der durch den/die Arbeitgeber/in investierten Kosten unmöglich machen würde. Dies führt dazu, dass eine abgeschlossene Berufsausbildung für Ausländer/innen einen geringeren Verwertungsgrad hat, als für Deutsche (vgl. ebd.). Für Migrant/innen mit dauerhafter Aufenthaltsgenehmigung wird eher der Index „ethnische Zugehörigkeit“ relevant. Damit sind Vorstellungen über das Assimilationsverhalten oder z.B. auch die Sprachbeherrschung verbunden, die zu einer negativeren Bewertung der antizipierten Produktivität führen – und das, obwohl anzunehmen ist, dass die Gruppe der Migrant/innen aufgrund des erschwerten Zugangs zu Ausbildung positiver selektiert ist, als die der ausgebildeten Deutschen ohne Migrationshintergrund (vgl. Borjas/ Goldberg 1978: 921 zitiert nach Seibert/ Solga 2005: 367).

Ausgangspunkt der Signaltheorie ist die Annahme unvollkommener Information, was besonders bei der Auswahl neuer Mitarbeiter/innen problematisch ist. Doch auch, wenn der Arbeitgeber einen Jobkandidaten bereits kennt, ist die Information nicht vollständig. Auch dann weiß der Arbeitgeber zum Beispiel nicht, ob eine junge Frau in absehbarer Zeit ihre Erwerbstätigkeit unterbricht um eine Familie zu gründen. Ähnliches gilt für ethniendifferenzierend ungleiche Leistungsannahmen. Diskriminierungseffekte müssen daher nicht nur bei Ersteinstellungen als relevant betrachtet werden, sondern auch bei der Frage, ob Arbeitgeber/innen sich auf langfristige Bindungen zu ihren Beschäftigten einlassen, indem sie diesen unbefristete Verträge anbieten.

### **4.3 Modell zur Erklärung der Chancenentwicklung von befristet beschäftigten Arbeitsmarkteinsteiger/innen (Herleitung der Hypothesen)**

In Kapitel 4.1 klingt es bereits an: Die Reformierung des deutschen Arbeitsmarktes verlief nicht konstant. Es gab Zeiten, in denen die Deregulierung und Flexibilisierung in großen Schritten vorangetrieben (z.B. durch die ‚Agenda 2010‘) und andere Situationen, in denen eher wieder zurückgerudert, d.h. re-reguliert wurde (z.B. um die Jahrtausendwende). Der Reformprozess lässt sich daher als eine Abfolge von De- und Reregulierungsschritten beschreiben (vgl. Eichhorst/ Marx 2009). Im Wesentlichen lässt sich der Prozess in drei Phasen einteilen, die in sich relativ konsistent sind, auch wenn sie sich untereinander deutlich unterscheiden<sup>23</sup>. Der Beobachtungszeitraum (1990 bis 2010)<sup>24</sup> lässt sich anhand dieser Phasen in mehrere, in sich abgeschlossene Abschnitte unterteilen.

Die *erste Phase* umfasst die Jahre **1990 bis 1997** und zeichnet sich durch eine relativ starke sozial- und arbeitsmarktpolitische Konstanz aus. Die komplexe politische Situation vor der Wiedervereinigung im Jahr 1990, – so argumentiert u.a. Gießelmann (vgl. 2012: 46) –, aber vor allem die von Unsicherheit geprägte Situation in den ersten Jahren nach der Wende und der ökonomische Boom hatten bis dahin zum Festhalten an vertrauten Instrumenten geführt. Erst ab Mitte der 1990er wurde der Weg für Reformen bereitet<sup>25</sup>. Das Arbeitsmarktförderungsgesetz (AFRG)<sup>26</sup> von 1997 gilt als erster elementarer Einschnitt in die gesamtdeutsche Arbeitsmarktpolitik, mit dem atypische Beschäftigung gezielt gefördert wurde (vgl. Rabe/Schmid 1999, Feil et al. 2008 jeweils zitiert nach Gießelmann 2012: 45). Im Jahr zuvor war jedoch bereits die letzte Version des Beschäftigungsförderungsgesetzes (BeschFG)

---

<sup>23</sup> Gießelmann (2012: 46) weist darauf hin, dass die skizzierten Gesetzesänderungen in der Regel erst nach Übergangs- und Vorlaufzeiten in Kraft treten. Daher ist davon auszugehen, dass Gesetze ihre Wirkung nicht direkt nach ihrer Verabschiedung, sondern erst zeitlich versetzt entfalten. Gießelmann (ebd.) nimmt an, „dass die legislativen Veränderungen jeweils ab dem nächsten Jahr nach ihrer Implementierung auf individuelle Arbeitsbedingungen durchschlagen“. Auch daher scheint es sinnvoll, den Reformprozess in Phasen zu betrachten (und nicht als einzelne Jahre).

<sup>24</sup> siehe hierzu Kapitel 5.2.

<sup>25</sup> In der Literatur wird die Deregulierung des deutschen Arbeitsmarktes als Versuch der Lösung sozialer und ökonomischer Probleme gedeutet: Konkret werden eine Zunahme der Arbeitslosigkeit, stagnierendes Wirtschaftswachstum, ein überlastetes System der sozialen Sicherung sowie mangelnde internationale Wettbewerbsfähigkeit genannt (vgl. Eichhorst/ Marx 2009: 2 in Kapitel 4.1).

<sup>26</sup> Unter anderem wurden durch dieses Gesetz sogenannte *befristete Eingliederungsverhältnisse* gefördert, indem sie von der Sozialversicherungspflicht befreit wurden (vgl. Steffen 2008, zitiert nach Gießelmann 2012: 45).

auf den Weg gebracht worden, die einen Einsatz von Befristungen auch ohne die Angabe eines Sachgrundes erlaubte. Die Maßnahmen, die in dieser frühen Phase des Deregulierungsprozesses getroffen wurden, sorgten für einen Anstieg der befristeten Beschäftigungsverhältnisse ab Mitte der 1990er Jahre (siehe auch Abbildung 2 in Kapitel 1). Es ist jedoch kein Hinweis erkennbar, dass sich nennenswerte Wirkungen auf Übergänge in Festanstellung aus der Befristung heraus ergaben.

Etwas anders sieht die Situation in der **zweiten Phase** aus, die die Jahre **1998 bis 2002** umfasst. Bei der Bundestagswahl im Jahr 1998 erfolgte der Regierungswechsel hin zur rot-grünen Koalition unter Gerhard Schröder. Der ökonomische Aufschwung um die Jahrtausendwende führte zunächst dazu, dass atypische Beschäftigung eher re-reguliert wurde (vgl. Eichhorst/ Marx 2009: 9). Allerdings wurde im Jahr 2000 das Teilzeit- und Befristungsgesetz (TzBfG) auf den Weg gebracht, das die Arbeitsmarktposition von Berufsanfänger/innen empfindlich schwächte, weil es ein Befristungsgrund vorliegt, wenn eine Anstellung im Anschluss an eine Ausbildung oder ein Studium oder die Befristung „zur Erprobung erfolgt“ (vgl. [www.gesetze-im-internet.de](http://www.gesetze-im-internet.de)<sup>27</sup>). Generell gilt die Zwei-Jahres-Höchstdauergrenze für Befristungen nicht, wenn ein Sachgrund vorliegt – mit Sachgrund kann im Prinzip unbegrenzt befristet werden (vgl. hierzu Kapitel 4.1).

In der **dritten Phase** des Reformprozesses, die die Jahre **2003 bis 2008** umfasst, wurden die weitreichendsten Reformen durchgeführt; zu nennen sind hier vor allem die ‚Agenda 2010‘ sowie die Hartz-Reformen<sup>28</sup> (siehe Kapitel 4.1). Diese Maßnahmen bedingten eine fundamentale Veränderung der sozial- und arbeitsmarktpolitischen Rahmenbedingungen des deutschen Arbeitsmarktes und begründeten ein im Vergleich zu den 1990er Jahren und früher grundlegend anderes System, das die Ausbreitung atypischer Beschäftigungsverhältnisse explizit förderte und Normalarbeitsverhältnisse ersetzte (vgl. Statistisches Bundesamt (Hg.) 2008: 8). Die Rahmenbedingungen, innerhalb derer sich Individuen am deutschen Arbeitsmarkt bewegen, stellen sich durch die Reformschritte heute fundamental anders dar, als zu Beginn der 1990er Jahre.

---

<sup>27</sup> Quelle: <http://www.gesetze-im-internet.de/tzbfsg/BJNR196610000.html#BJNR196610000BJNG000300305>, zuletzt geprüft am 31.02.2013.

<sup>28</sup> V.a. über die sogenannte Hartz-II-Reform wurden die Voraussetzungen für die Realisierung temporär begrenzter Arbeitsverträge gelockert (vgl. Gießelmann 2012: 45f.)

## **DIE ARBEITSMARKTDEREGULIERUNG & IHRE KONSEQUENZEN FÜR BERUFSANFÄNGER/INNEN**

Die Auswirkungen veränderter institutioneller Rahmenbedingungen (d.h. von Prozessen auf der Makroebene) spiegeln sich auf der individuellen Ebene (d.h. auf der Mikroebene) wider. Genauer gesagt: Der Wandel der legislativen Rahmenbedingungen zog (zeitlich versetzt) Konsequenzen für individuelle Arbeitsmarktchancen nach sich. Besonders zwei Konsequenzen werden deutlich (vgl. auch Gießelmann 2012: 47.):

1. Durch die Deregulierungsschritte wurden die legislativen Rahmenbedingungen geschaffen, die es Arbeitgeber/innen erst ermöglichten, Beschäftigungsformen anzubieten, die vom Normalarbeitsverhältnis abweichen. Insbesondere verstärkte und diversifizierte Möglichkeiten zum Einsatz befristeter Verträge sind hierbei für vorliegende Untersuchung relevant.
2. Es bestehen für Arbeitnehmer/innen dadurch größere Anreize (oder gar die Notwendigkeit), auch solche Beschäftigungen aufzunehmen (vgl. hierzu insbesondere die Tatsache, dass mittlerweile jede zweite Neueinstellung befristet erfolgt, siehe Abbildung 1 in der Einleitung).

Wie in Kapitel 4.1 dargelegt, sind jedoch nicht alle Arbeitnehmer/innen gleichermaßen von einer reformbedingten Schwächung ihrer Arbeitsmarktposition betroffen. Etablierte Erwerbstätige (sogenannte *Arbeitsmarktinsider*) werden durch Elemente auf der Mesoebene (Interessenvertretung durch Gewerkschaften, Senioritätsprinzip etc.) systematisch von den Auswirkungen der Reformen auf ihre konkreten Arbeitsbedingungen abgeschirmt. Für Arbeitsmarkteinsteiger/innen greifen diese Schutzmechanismen jedoch nicht: Von den Reformen sind daher vor allem junge Erwerbstätige betroffen (vgl. u.a. Wingerter 2011).

Erwerbssicherheit – d.h. Kontinuität in Erwerbstätigkeit und Einkommen – bietet vor allem unbefristete Beschäftigung. Im Gegensatz dazu weisen Zeitverträge ein erheblich höheres Prekarisierungsrisiko auf, da sie Erwerbs- und Einkommenssicherheit nur vorübergehend gewährleisten.

Aus den dargelegten Gründen ist davon auszugehen, dass die Phase des Reformprozesses, in der ein Individuum in den Arbeitsmarkt einsteigt, einen Einfluss auf den individuellen Arbeitsmarkterfolg und realisierte Erwerbspositionen hat. Die Flexibilisierung der



Erwerbsposition von Berufsanfänger/innen, das steht zu erwarten, führt dazu, dass der Etablierungsprozess zunehmend verlangsamt erfolgt. Daraus ergibt sich folgende Annahme:

***Hypothese 1:** Je später im Untersuchungszeitraum der Arbeitsmarkteinstieg erfolgt ist, desto länger ist die Verweildauer in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen. Die Reformschritte am deutschen Arbeitsmarkt flexibilisierten die Erwerbsposition von Arbeitsmarkteinsteiger/innen erheblich, was dazu führt, dass diese immer länger brauchen, um Erwerbssicherheit durch den Übergang in unbefristete Arbeitsverträge zu erlangen, je später im Reformprozess der Arbeitsmarkteinstieg erfolgte.*

Das gemeinsame, prägende Ereignis für die untersuchten Individuen ist der Einstiegszeitpunkt (vgl. Buchholz 2008: 42). Vorliegender Studie liegt die Annahme zugrunde, dass die Arbeitsmarktsituation, in der junge Menschen ihre Erwerbskarriere beginnen, beeinflusst, wie lange sie brauchen um sich zu etablieren. Die oben beschriebenen Phasen des Reformprozesses (1990-1997, 1998-2002, 2003-2008) werden daher herangezogen, um entsprechend ihrer Grenzen drei **Arbeitsmarkteinsteigskohorten** zu identifizieren, deren Arbeitsmarkterfolgchancen im empirischen Teil vorliegender Untersuchung verglichen werden (vgl. Kapitel 5.3 (Operationalisierung) und Kapitel 6 (Ergebnisse)).

#### **INTER-INDIVIDUELLE DIFFERENZEN UND IHRE AUSWIRKUNGEN**

Von Interesse für vorliegende Untersuchung sind die historische Chancenentwicklung von befristet beschäftigten Arbeitsmarkteinsteiger/innen bzw. die Auswirkungen des arbeitsmarktpolitischen Wandels auf deren Verweildauer in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen. Da Befristung jedoch – wie bereits erläutert – kein homogenes Phänomen ist und – dies wurde in bereits vorliegenden Studien vielfach nachgewiesen (vgl. Kapitel 2) – nicht alle Arbeitnehmer/innen in gleicher Weise davon betroffen sind und darüber hinaus angenommen werden muss, dass Faktoren, die beim Zugang zu befristeter Anstellung relevant waren, auch die Wege heraus beeinflussen, müssen inter-individuelle Unterschiede sozio-demografischer Merkmale in die Untersuchung einbezogen werden. Darüber hinaus ist davon auszugehen, dass neben individuellen auch arbeitsplatzspezifische und strukturelle Merkmale die Realisierung von Arbeitsmarktpositionen und damit auch den Übergang aus ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen in Erwerbssicherheit beeinflussen.

Theoretische Überlegungen führen daher zu zwei „Bereichen“ von Determinanten des Übergangs in unbefristete Anstellung: Individuelle Merkmale auf der Seite derjenigen, die ihre Arbeitskraft anbieten, sowie arbeitsplatzspezifische und strukturelle Elemente auf der Arbeitsnachfrageseite. Im Folgenden wird zunächst die Arbeitsangebotsseite beleuchtet.

#### **DER EINFLUSS SOZIO-DEMOGRAFISCHER MERKMALE AUF INDIVIDUELLEN ARBEITSMARKTERFOLG**

Bildung gilt sowohl nach der Humankapital- als auch nach der Signaltheorie als Indikator für die Produktivität eines/r Arbeitnehmer/in, wobei ein höheres **Qualifikationsniveau** mit einer höheren Leistungsfähigkeit verbunden wird (vgl. Kapitel 4.2). Empirische Ergebnisse bereits vorliegender Studien zeigen, dass die Wahrscheinlichkeit einer Befristung mit dem Bestand an Humankapital variiert (vgl. Kapitel 2). McGinnity et al. (vgl. 2005: 364f.) können z.B. belegen, dass sowohl Personen ohne Berufsqualifikation als auch Akademiker/innen eine höhere Wahrscheinlichkeit für eine befristete Beschäftigung zu Beginn ihrer Erwerbskarriere haben. Sesselmeier (2009: 77) stellt die Überlegung an, dass Arbeitgeber/innen ein dauerhaftes Interesse vor allem an spezifischem Humankapital haben: *„Je weniger unternehmens- und beziehungspezifisch die Qualifikationen sind, umso eher können sie punktuell eingekauft statt dauerhaft angestellt werden“* (ebd.). Wenn Tätigkeiten keine oder nur wenig spezifische Qualifikation erfordern, sind Befristungen daher eher wahrscheinlich – im Fall des Verlustes eines/r Arbeitnehmers/in, der eine solche Arbeitsstelle besetzt, können Arbeitgeber/innen relativ leicht Ersatz finden. Daher sind Befristungen wahrscheinlicher, wenn Arbeitsstellen hauptsächlich generelles Humankapital erfordern. Geringqualifizierte haben folglich eine hohe Befristungswahrscheinlichkeit.

Doch trifft dies auch auf Personen mit tertiären Bildungsabschlüssen zu: Humankapital, das z.B. an Universitäten erworben wurde, ist eher allgemeiner Natur, denn die Kenntnisse sind vorwiegend überbetrieblich einsetzbar (vgl. Sesselmeier et al. 2010: 147 in Kapitel 4.2; vgl. auch Giesecke/ Groß 2009: 85). Dagegen werden Personen mit anerkannten berufsqualifizierenden Ausbildungsabschlüssen meist eher produktionsnah eingesetzt, d.h. in Arbeitsumgebungen, die qualifizierte Tätigkeiten beinhalten (vgl. ebd.: 86). Dies erfordert eine gute Ausstattung mit allgemeinem Humankapital, aber darüber hinaus auch betriebsspezifische

Kenntnisse sowie persönliche Erfahrung (also spezifisches Humankapital): „*Daher werden Personen mit mittlerer beruflicher Bildung oft in Arbeitsumgebungen zu finden sein, die eine längerfristige Bindung an den Betrieb erforderlich machen, was die Befristung von Arbeitsverträgen ausschließt*“ (ebd.).

Dies führt dazu, dass sowohl Akademiker/innen als auch Geringqualifizierte zu Beginn ihrer Erwerbskarriere eine im Vergleich zu Abgänger/innen des dualen Berufsbildungssystems erhöhte Befristungswahrscheinlichkeit haben (vgl. Kapitel 2). Doch wie gestaltet sich der Zusammenhang zwischen Bildungsniveau und der Verweildauer in ungesicherter Beschäftigung (bzw. der Dauer bis zum Übergang in unbefristete Beschäftigung)?

Arbeitgeber/innen brauchen stabile Beziehungen zu denjenigen Arbeitnehmer/innen, die in verantwortungsvollen Positionen qualifizierte Tätigkeiten ausüben, die eine lange Einarbeitungszeit erfordern (sogenannte *high-trust-relationships*; vgl. Buchholz 2008: 32ff.). Solche Positionen werden zum einen von qualifizierten Facharbeitern begleitet. Aber auch Personen mit tertiären Bildungsabschlüssen nehmen solche Positionen ein. Arbeitgeber/innen müssten daher daran interessiert sein, dass Arbeitnehmer/innen mit berufsqualifizierenden, aber auch tertiären Bildungsabschlüssen langfristig im Unternehmen bleiben. Diesen Personen sollte daher auf lange Sicht eher ein Übergang in unbefristete Beschäftigung angeboten werden als Geringqualifizierten. Für Personen mit tertiären Abschlüssen ist aufgrund des allgemeinen Charakters ihres Humankapitalbestandes jedoch zu erwarten, dass sie längere Erprobungsphasen durchlaufen müssen, in denen sie spezifisches Humankapital erwerben, bevor sie in verantwortungsvollen Positionen Erwerbssicherheit erlangen. Das hohe Niveau ihres Humankapitals macht Personen mit tertiären Bildungsabschlüssen aber auch für Forschungs- und Entwicklungsaufgaben einsetzbar. Da es sich dabei in der Regel um zeitlich befristete Projekte handelt, bringen diese Aufgaben Zeitverträge mit sich – und damit relativ lange Verweildauern in ungesicherter Beschäftigung.

Abgänger/innen des dualen Ausbildungssystems, verfügen bereits beim Verlassen des Bildungssystems über ein hohes Maß an spezifischer Qualifikation (vor allem dann, wenn eine Person bereits ihre Ausbildung in einem Unternehmen absolviert hat und dann übernommen wurde).

Dies führt zu folgenden Annahmen:

**Hypothese 2a:** *Arbeitsmarkteinsteiger/innen mit tertiären Bildungsabschlüssen brauchen länger als Abgänger/innen des Berufsbildungssystems um Erwerbssicherheit in Form von unbefristeter Beschäftigung zu erlangen, da sie beim Arbeitsmarkteinstieg hauptsächlich über allgemeines Humankapital verfügen und in Erprobungsphasen unternehmensspezifische Kenntnisse erst erwerben müssen oder direkt für zeitlich begrenzte Aufgaben eingesetzt werden.*

**Hypothese 2b:** *Die längsten Verweildauern in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen sind für Personen zu erwarten, die nicht über berufsqualifizierende Abschlüsse verfügen. Da diese Personen in Positionen eingesetzt werden, die wenig Qualifikation erfordern, sind sie für den/die Arbeitgeber/in leicht ersetzbar, weshalb ein geringeres Interesse an dauerhaften Bindungen besteht.*

Auf Basis der ausgeführten theoretischen Überlegungen ist davon auszugehen, dass der Bestand an Humankapital nicht das einzige individuelle Merkmal ist, das die Dauer bis zum Erlangen von Erwerbssicherheit beeinflusst. Wie in Kapitel 4.2 ausgeführt, liegt im Einstellungsprozess ein Informationsproblem vor: Arbeitgeber müssen entscheiden, ob sie einen Arbeitsplatz mit einer Person besetzen ohne vollständig über deren Fähigkeiten und Fertigkeiten Bescheid zu wissen. Da formale Qualifikationen nur bedingt Aufschluss geben über die zukünftige Produktivität eines/r Arbeitnehmers/in und darüber, ob er/sie in das Unternehmen oder zum Job passt, nutzen Arbeitgeber/innen leicht identifizierbare, für das Individuum jedoch nicht veränderbare Indizien (wie Geschlecht oder ausländische Herkunft) um Jobkandidat/innen in Gruppen einzuteilen, von denen Arbeitgeber/innen auf Basis ihrer bisherigen Erfahrungen am Arbeitsmarkt annehmen, dass sie mehr oder weniger Produktivität aufweisen (vgl. Kapitel 4.2). Solche Eigenschaften bezeichnet Spence als *indices* (vgl. Spence 1973: 357). Diese für das Individuum unveränderlichen Eigenschaften modifizieren die Wirkung von Signalen über die Produktivität, die z.B. in Form von Ausbildungsabschlüssen vorliegen, und beeinflussen daher die Entscheidungen von Arbeitgeber/innen und somit die Arbeitsmarktchancen der Merkmalsträger/innen. Diese Prozesse werden als statistische Diskriminierung bezeichnet.

Die Signaltheorie geht davon aus, dass Indizes vor allem bei der Ersteinstellung relevant werden, d.h. in Situationen, in denen der/die Arbeitgeber/in eine/n Bewerber/in noch gar nicht kennt. Es liegt jedoch nahe, davon auszugehen, dass diese Prozesse auch in Situationen wirksam sind, in denen es darum geht, ob ein/e befristet Beschäftigte/r in eine Festanstellung übernommen wird oder nicht – denn z.B. darüber, ob eine Frau ihre Erwerbstätigkeit unterbrechen wird oder nicht, weiß ein Arbeitgeber niemals vollständig Bescheid. Bei **Frauen** ergibt sich aus einer zeitlich begrenzten Anstellung für Arbeitgeber/innen ein geringeres wirtschaftliches Risiko, da im Fall von Erwerbsunterbrechungen Kosten nur solange entstehen, bis der Vertrag ausläuft. Bei einer Festanstellung müssten Arbeitgeber/innen die Kosten dagegen in jedem Fall für die ganze Dauer der Erwerbsunterbrechung tragen. Dies könnte dazu führen, dass Arbeitgeber/innen dazu neigen, jungen Männern eher als jungen Frauen dauerhafte Anstellungen anzubieten.

***Hypothese 3:** Für Frauen ist die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs in ein unbefristetes Vertragsverhältnis geringer als für Männer, da Arbeitgeber/innen in jungen Frauen ein potentiell wirtschaftliches Risiko sehen könnten, weil sie befürchten müssen, dass diese ihre Erwerbstätigkeit (eher als Männer) familienbedingt unterbrechen.*

Auch für **Migrant/innen** ist davon auszugehen, dass beim Übergang in unbefristete Anstellung Diskriminierungsprozesse wirksam werden. Dabei ist vermutlich weniger die Tatsache entscheidend, ob ein/e Bewerber/in einen deutschen Pass hat oder nicht. Ethniendifferenzierende Perzeptionen (vgl. Seibert/ Solga 2005: 376) ergeben sich weniger aus der Nationalität als aus der ausländischen Herkunft. Nach Seibert/ Solga (vgl. ebd.: 366) erfahren Jobkandidat/innen mit Migrationshintergrund am deutschen Arbeitsmarkt im Vergleich zu Autochthonen geringere Erwartungen an ihre Leistungsfähigkeit. Obwohl das Erlangen von formalen Bildungsqualifikationen bereits Leistungsvermögen beweist, wird das Signal „Ausbildungsabschluss“ durch den Index „ausländische Herkunft“ abgewertet. Ein ethnisch modifizierter Signalwert müsste daher nicht nur für formale Qualifikationen, sondern auch für im Betrieb demonstrierte Produktivität gelten. Daher ist anzunehmen, dass der Migrationshintergrund nicht nur einen Einfluss darauf hat, ob ein/e Bewerber/in überhaupt angestellt wird, sondern auch darauf, welche Art von Vertrag angeboten wird. Nach Seibert/

Solga (vgl. ebd.: 367) können Indizes wie ein vorhandener Migrationshintergrund die Signalwirkung von bereits demonstriertem Leistungsvermögen (in Form von Ausbildungsabschlüssen, aber auch in Form von im Betrieb Geleistetem) generell außer Kraft setzen oder zumindest abwerten. Dies führt zu folgender Annahme:

***Hypothese 4:** Arbeitsmarkteinsteiger/innen mit Migrationshintergrund verweilen länger in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen als Deutsche ohne Migrationshintergrund, weil ethniodifferenzierende Perzeptionen dazu führen, dass die Produktivität von Arbeitnehmer/innen ausländischer Herkunft geringer bewertet und der Signalwert von bereits demonstriertem Leistungsvermögen durch den Index „ausländische Herkunft“ abgewertet wird.*

#### **ARBEITSPLATZSPEZIFISCHE & STRUKTURELLE MERKMALE**

Ergebnisse bisheriger Forschung geben Hinweise darauf, dass der Einsatz befristeter Beschäftigung mit der **Betriebsgröße** zusammenhängt: Hohendanner (vgl. 2010: 2) zeigt zum Beispiel, dass der Anteil der befristeten Neueinstellungen mit der Betriebsgröße steigt. Auch andere Studien kommen zu ähnlichen Ergebnissen. Giesecke/ Groß (vgl. 2009: 92) belegen z.B., dass die Befristungswahrscheinlichkeit in mittleren und größeren Betrieben deutlich höher ist als in Kleinbetrieben<sup>29</sup>. Aus Sicht der Arbeitsnachfrageseite lässt sich nachweisen, dass die Betriebsgröße die Befristungswahrscheinlichkeit beeinflusst. Diese Annahme geht auf verschiedene empirische Befunde zurück: In Kleinbetrieben (mit weniger als fünf Mitarbeiter/innen ausschließlich der zur Berufsausbildung Beschäftigten) gilt der Kündigungsschutz nicht; in Betrieben mit weniger als zehn Beschäftigten gilt der Kündigungsschutz nur eingeschränkt (vgl. Bundesministerium für Arbeit und Soziales (Hg.) 2012: 64; Giesecke/ Groß 2009: 85). Dies macht eine unbefristete Anstellung wahrscheinlicher, weil der Personalbestand ohnehin leichter an die aktuelle Auftragslage angepasst werden kann. Daraus ließe sich schließen, dass Arbeitnehmer/innen in kleinen Betrieben auch bessere Chancen auf einen Übergang in unbefristete Beschäftigung haben sollten als in Großbetrieben und die Befristung sozusagen nur als verlängerte „Probezeit“

---

<sup>29</sup> Giesecke/ Groß (vgl. 2009: 92) führen als Grund hierfür einen erhöhten Flexibilisierungsbedarf bei mittleren und größeren Betrieben an, der wiederum, so die Autoren, auf den gestiegenen internationalen Konkurrenzdruck zurückgeht.

Kapitel 4.3: Modell zur Erklärung der Chancenentwicklung von befristet beschäftigten Arbeitsmarkteinsteiger/innen (Herleitung der Hypothesen)

fungiert. Aber: Anzunehmen ist, dass andere Faktoren dies überlagern und dazu führen, dass trotzdem anders verfahren wird. So setzen sich in größeren Betrieben Beschäftigtenvertretungen wie Betriebsräte gegen Befristungen ein – beziehungsweise dafür, dass befristet Beschäftigte entfristet und dadurch dauerhaft angestellt werden. Ob ein Betriebsrat vorhanden ist oder nicht, hängt stark von der Größe des Betriebes ab (vergleiche folgende Abbildung 3). Das Betriebsverfassungsgesetz schreibt für die Wahl eines Betriebsrates eine Mindestbeschäftigtenzahl vor. Da die Grenze bei fünf Mitarbeiter/innen liegt, bleiben die sogenannten Kleinstbetriebe per se ohne gesetzlich legitimierte Interessenvertretung (vgl. Artus et al. 2006: 47). Außerdem zeigt sich: Je kleiner der Betrieb, desto geringer die Notwendigkeit für eine Institutionalisierung der Kommunikations- und Aushandlungsbeziehungen (vgl. ebd.: 49).

ABBILDUNG 3: VERBREITUNG VON BETRIEBEN OHNE BETRIEBSRAT NACH BETRIEBSGRÖÖE (2003)

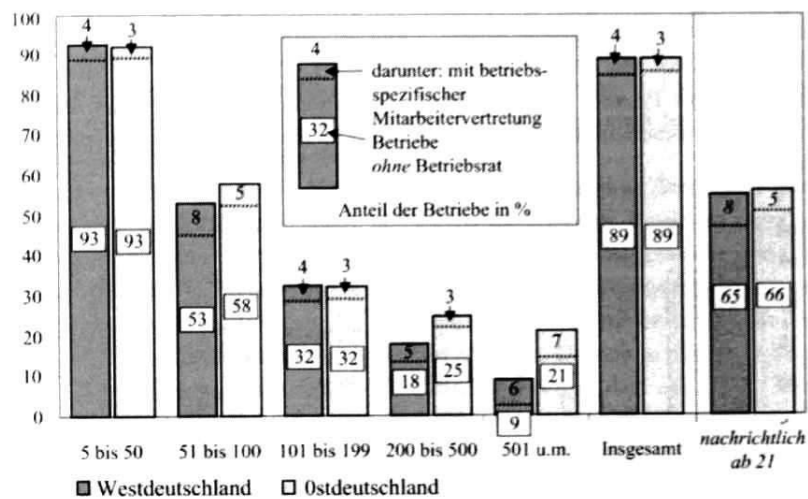


Abb. 3: Verbreitung von Betrieben ohne Betriebsrat nach Betriebsgröße 2003  
Basis: Privatwirtschaft, Betriebe ab fünf Beschäftigte

Quelle: LAB-Betriebspanel 11. Welle West, 8. Welle Ost

Quelle: Artus et al. 2006: 49

Darüber hinaus schützt in größeren Betrieben der interne Arbeitsmarkt die Beschäftigten vor Konkurrenz von außen<sup>30</sup>. Denkbar ist außerdem, dass Großbetriebe vorwiegend durch den Einsatz von Leiharbeit kurzfristig auf Schwankungen der Auftragslage reagieren und den Personalbestand zunächst über die Anzahl der beschäftigten Leiharbeitnehmer/innen regulieren. Befristete Anstellung erspart zwar Kündigungskosten, da der Vertrag nach der vorher festgelegten Zeit einfach ausläuft. Während die vertraglich festgelegte Zeitspanne andauert, gibt es jedoch kaum Möglichkeiten, den Vertrag vorzeitig zu beenden<sup>31</sup>. Daher kann Befristung nur bedingt dazu eingesetzt werden, den Personalbestand rasch zu verändern. Aus diesen Gründen ist anzunehmen, dass die Betriebsgröße einen Einfluss auf die Übergangswahrscheinlichkeit in unbefristete Beschäftigung hat, der sich wie folgt gestaltet: Sofern Arbeitsmarkteinsteiger/innen in befristeten Verträgen eine „Probezeit“ erfolgreich durchlaufen haben, ist anzunehmen, dass befristet Beschäftigte in mittleren und größeren Unternehmen eine höhere Chance auf unbefristete Anstellung haben als in Kleinbetrieben.

***Hypothese 5:** Die Wahrscheinlichkeit für einen raschen Übergang in unbefristete Beschäftigung ist in mittleren und größeren Betrieben höher als in Kleinbetrieben, weil Beschäftigtenvertretungen sich für eine Festanstellung von befristet Beschäftigten einsetzen und der interne Arbeitsmarkt die Beschäftigten vor Konkurrenz von außen schützt.*

Um auch die Arbeitsnachfrageseite zu berücksichtigen, wird die Betriebsgröße als strukturelles Merkmal ausgewählt und als weitere unabhängige Variable in die Modelle aufgenommen. Zu bedenken ist jedoch, dass die Betriebsgröße keineswegs das einzige strukturelle Merkmal ist, das einen Einfluss auf die Übergangsraten in unbefristete Beschäftigung haben kann. Auch andere strukturelle Faktoren, wie die Branche bzw. das Arbeitsmarktsegment können die Dauer bis zum Erlangen von Erwerbssicherheit beeinflussen – nicht zuletzt, weil sich Änderungen der legislativen Rahmenbedingungen durchaus branchenspezifisch auswirken können. Jedoch ist es mit dem vorhandenen Datenset (aufgrund

---

<sup>30</sup> Aufgabe des internen Arbeitsmarktes ist es, „das interne Arbeitsangebot mit der internen Arbeitsnachfrage zu vermitteln“ (Hans-Böckler-Stiftung (Hg.) 2011c: 1).

<sup>31</sup> „Befristete Arbeitsverträge können vorzeitig durch ordentliche Kündigung nur dann beendet werden, wenn dies zwischen Arbeitgeber und Arbeitnehmer ausdrücklich vereinbart wurde oder indem auf das Arbeitsverhältnis anwendbaren Tarifvertrag vorgesehen ist (§15 Abs. 3 Teilzeit- und Befristungsgesetz)“ (Bundesministerium für Arbeit und Soziales (Hg.) 2012: 11).



der Fallzahlen, vgl. Kapitel 5.3) schwierig, Branchen- oder Sektorzugehörigkeit interpretierbar zu operationalisieren.

Es steht darüber hinaus zu erwarten, dass auch die makroökonomische Situation einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit hat, dass Arbeitnehmer/innen fest angestellt werden. Zur Kontrolle des Einflusses von strukturellen Merkmalen und der makroökonomischen Situation werden einige Kontrollvariablen in die Modelle aufgenommen<sup>32</sup>.

Befristete Beschäftigung ist kein homogenes Phänomen, dementsprechend sind die Konsequenzen nicht für alle Gruppen von betroffenen Arbeitnehmer/innen gleich (vgl. Giesecke /Groß 2009: 83). Aus diesem Grund werden inter-individuelle Unterschiede in die statistischen Modelle aufgenommen um ihre Erklärungskraft zu prüfen. Dabei ist jedoch *nicht* davon auszugehen, dass ein Zusammenhang zwischen der reformbedingten Veränderung von institutionellen Rahmenbedingungen des deutschen Arbeitsmarktes und *signaling* besteht. Es steht nicht zu erwarten, dass sich der Einfluss von Signalen und Indizes auf individuelle Arbeitsmarktchancen im Verlauf des Deregulierungsprozesses (bzw. durch ihn) über die Zeit verändert hat. Da kein inhaltlicher Zusammenhang besteht, liegen keine Interaktionseffekte vor. Differenzen in der Übergangswahrscheinlichkeit von verschiedenen Gruppen können daher als Niveauunterschiede angesehen werden. Die Aufnahme von Interaktionstermen in die Modelle ist *nicht* notwendig.

Die zentralen Begriffe der in diesem Kapitel ausgeführten Annahmen werden in Form von verschiedenen Variablen abgebildet, die als erklärende Faktoren in die Modelle eingehen. Die Operationalisierung der einzelnen Prädiktoren wird in Kapitel 5.3 beschrieben und begründet, bevor in Kapitel 5.4 die angewendeten statistischen Verfahren vorgestellt und erklärt werden. Zunächst jedoch wird in den folgenden Kapiteln 5.1 und 5.2 die Datenbasis erläutert.

---

<sup>32</sup> Den Erkenntnissen bisheriger Studien bezüglich des Zusammenhangs zwischen strukturellen Merkmalen und realisierten Arbeitsmarktpositionen wird Rechnung getragen, indem die jährliche, regionale Arbeitslosenquote (Datenquelle: Statistik der Bundesagentur für Arbeit 2011) als Proxy für die aktuelle Arbeitsmarktsituation, die vierteljährlichen Veränderungen des Bruttoinlandsprodukts (Datenquelle: Statistisches Bundesamt (Hg.) 2012a) als Proxy für die aktuelle Wirtschaftslage sowie eine Variable, die unterscheidet, ob eine Anstellung im öffentlichen Dienst ist oder nicht, als Kontrollvariablen in die Modelle aufgenommen werden (hierzu und zu den weiteren Kontrollvariablen siehe Kapitel 5.1 bzw. 5.3).

## 5. DATEN, OPERATIONALISIERUNG & METHODE

Folgendes Kapitel ist den Methoden gewidmet. Zunächst wird allgemein die verwendete Datengrundlage beschrieben. Im Anschluss daran wird erläutert, wie ein analysefähiger Datensatz konstruiert wurde, der das Datenset für sämtliche empirischen Analysen bildet. Zum Schluss stehen die statistischen Verfahren im Fokus: erläutert werden mathematische Hintergründe und nicht zuletzt, wie und weshalb welche Verfahren angewendet werden.

### 5.1 Datengrundlage: Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP)

Die Datengrundlage für die empirische Analyse bildet das Sozio-oekonomische Panel, abgekürzt SOEP<sup>33</sup>. Unter dem Titel „Leben in Deutschland“ erhebt das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung (DIW Berlin) seit dem Jahr 1984 umfassende Längsschnitt-Informationen zur sozialen Lage der Haushalte in Deutschland. Dabei werden ein Mal pro Jahr repräsentativ ausgewählte Haushalte und alle darin lebenden Personen statistisch erfasst und (ab dem Alter von 17 Jahren) zu verschiedensten Themen befragt. Das SOEP liefert daher Daten zur Messung biographischer Verläufe in vielfältigen Bereichen, u.a. zu Erwerbstätigkeit, Migration, Bildung, Einkommen, Gesundheit, Wohnsituation, aber auch z.B. zu individuellen Präferenzen, Sorgen und Zufriedenheit (vgl. Wagner et al. 2008: 305ff.).

Im Jahr 1984 startete das SOEP mit ca. 6.000 westdeutschen Haushalten (12.245 Personen). Seit 1990 werden auch ostdeutsche Haushalte befragt. Über die Jahre hinweg wurden neben weiteren Subsamples (Zuwanderer-Stichprobe, Hocheinkommensbezieher) in den Jahren 1998, 2000 und 2006 jeweils Ergänzungsstichproben gezogen<sup>34</sup>. An der letzten verwendeten Befragungswelle aus dem Jahr 2010 nahmen 10.840 Haushalte teil, in denen insgesamt 19.127 Personen befragt wurden (vgl. TNS Infratest Sozialforschung 2011: 7). Damit ist das SOEP die größte und am längsten laufende interdisziplinäre Paneluntersuchung in Deutschland (vgl. BMBF (Hg.) 2008: 2). Die Haushalte und Personen mit der längsten

---

<sup>33</sup> Version 27.1, Daten für die Jahre 1984-2010, SOEP, 2012.

<sup>34</sup> Die Daten beruhen auf Angaben auf der Homepage des DIW Berlin unter <http://www.diw.de/deutsch/soep/26628.html>, zuletzt geprüft am 09.02.2012.

Verweildauer wurden im Jahr 2010 zum siebenundzwanzigsten Mal befragt. Aufgrund des Längsschnittcharakters der Studie, d.h. aufgrund der (im Jahresabstand) wiederholten Messungen bei denselben Erhebungseinheiten, lassen sich Stabilität und Wandel der persönlichen Lebensumstände der Befragten adäquat beschreiben: Das SOEP bildet so eine Mikrodatenbasis, die die Analyse von Lebensverläufen aus Sicht einzelner Gruppen und Kohorten ermöglicht und die auch für ereignisdatenanalytische Fragestellungen geeignet ist. Im Datensatz werden diverse generierte Variablen zur Verfügung gestellt, die durch Einbeziehung von Längsschnittinformationen konsistente Auskünfte über Erwerbsbiografien enthalten und die geeignet sind, die theoretischen Konzeptionen zu operationalisieren, die den in der vorliegenden Arbeit durchgeführten Analysen zugrundeliegen. Daher wurde das SOEP als Datengrundlage für vorliegende Untersuchung ausgewählt, die im folgenden Kapitel erläutert wird.

Seit dem Jahr 2010 werden die SOEP-Daten unter dem Namen „SOEP*long*“ auch als Längsschnitt-Version zur Verfügung gestellt. SOEP*long* lässt sich als eine komprimierte Version der herkömmlichen Daten beschreiben, bei der die Informationen nicht mehr wellenspezifisch, sondern gepoolt über alle Erhebungsjahre bereitgestellt werden, wobei die Daten der Quer- und Längsschnitt-Files inhaltlich synonym sind (Krause 2010: 1). Die Konstruktion der Antwortkategorien für die Synchronisierung orientiert sich dabei immer an der letzten verfügbaren Welle. SOEP*long* erleichtert die Konstruktion eines analysefähigen Längsschnittdatensatzes dahingehend, als dass die für eine Vergleichbarkeit notwendige Anpassung der Variablen über die Zeit bereits durchgeführt ist. Die Daten liegen im sogenannten *long format* vor, was bedeutet, dass Messungen zu mehreren Zeitpunkten über einen Indikator eindeutig der jeweiligen Person zugeordnet werden können. Für die Modelle, die den Kern des empirischen Teils der vorliegenden Arbeit bilden, ist dieses Format notwendig. Daher wurde SOEP*long* als Ausgangspunkt für die Datensatzkonstruktion gewählt.

## **5.2 Datensatzkonstruktion**

Der Zeitraum, der in vorliegender Arbeit untersucht werden soll, wurde auf die Jahre 1990 bis 2010 festgelegt. Die Untergrenze orientiert sich daran, dass für die vorliegende Analyse benötigte Befragungsdaten für Ostdeutschland nur für die Zeit nach der Wiedervereinigung vorhanden sind – wie im vorangegangenen Abschnitt beschrieben, wurde die erste SOEP-Befragung in Ostdeutschland im Jahr 1990 durchgeführt. Außerdem stellt sich die Situation insgesamt, aber auch speziell am Arbeitsmarkt, vor und nach der Wende grundlegend anders dar. Darüber hinaus wurde gezeigt (vgl. v.a. Kapitel 4.1), dass die wesentlichen Reformschritte, die die Deregulierung des deutschen Arbeitsmarktes vorangetrieben haben und denen ein Einfluss auf die Verweildauer in ungesicherter Beschäftigung zugeordnet wird, erst ab Mitte der 1990er Jahre durchgeführt wurden. Die Obergrenze des Untersuchungszeitraums ergibt sich aus der schlichten Tatsache, dass zu dem Zeitpunkt, zu dem die empirische Arbeit für vorliegende Untersuchung begonnen wurde, die Welle von 2010 die letzte verfügbare Datenversion war.

Um einen analysefähigen Längsschnitt-Datensatz zu konstruieren, wurde zunächst ein Masterdatensatz auf Grundlage des Metafiles *ppfadl.dta* erstellt, der dem Untersuchungszeitraum entsprechend die Daten der Wellen G (1990) bis einschließlich BA (2010) umfasst. Dieser Masterdatensatz wurde dann mit drei verschiedenen Längsschnitt-Files verknüpft: Für Informationen aus den wellenspezifischen Personendatensätzen wurde *pl.dta* herangezogen. Die verwendeten generierten Personenvariablen stammen aus *pgen.dta*. Außerdem wurden generierte Variablen auf Haushaltsebene benötigt, weshalb dem Masterdatensatz auch Informationen aus dem Daten-File *hgen.dta* zugespielt wurden.

Mit Hilfe der im SOEP vorhandenen regionalen Zuordnung der Haushalte über die sogenannte „*Nomenclature des unités territoriales statistiques*“ (NUTS) ist es möglich, die Daten mit regionalen Indikatoren auf Ebene der Bundesländer zu verknüpfen. Diese Option wurde genutzt um die Datengrundlage zu vervollständigen: Auf Basis von Daten der Bundesagentur für Arbeit wurde der Datensatz um regionale Arbeitslosenquoten (bezogen auf abhängige zivile Erwerbspersonen in Prozent) auf Ebene der Bundesländer ergänzt (Statistik der Bundesagentur für Arbeit 2011). Außerdem wurden auf Basis von Daten des Statistischen Bundesamtes die jährlichen Veränderungen des Bruttoinlandsproduktes zugespielt

(Statistisches Bundesamt (Hg.) 2012a, vgl. auch R ath/ Braakmann 2012). So entstand ein unbalancierter Personen-Paneldatensatz f ur die Erhebungsjahre 1990 (Welle G) bis 2010 (Welle BA)<sup>35</sup>.

---

<sup>35</sup> „Unbalanciert“ bedeutet, dass die Anzahl der Messungen pro Person nicht konstant ist. *„Unbalancierte Panel sind in der empirischen Realit t keine Ausnahme, sondern eher der Regelfall, welcher sich durch wellenspezifische Ausf lle (z.B. aufgrund von Krankheit), Ausstiege aus dem Panel (z.B. durch Wohnortwechsel) oder Auffrischung der Stichprobe im Zeitverlauf erkl rt“* (Giesselmann/ Windzio 2012: 26).

### **5.3 Operationalisierung**

Nach einem Überblick über das SOEP und die Datensatzkonstruktion wird nun erläutert, wie sich die Untersuchungspopulation zusammensetzt und welche Variablen zur Operationalisierung der theoretischen Konzepte für die statistische Analyse ausgewählt wurden. Untersucht wird der Übergang in unbefristete Anstellung von Personen, deren Einstieg in den Arbeitsmarkt über ein befristetes Vertragsverhältnis erfolgte. Die Beobachtung beginnt für jede Person daher gewissermaßen am natürlichen Startpunkt: dem Beginn der Erwerbskarriere. Der Einstieg in den Arbeitsmarkt ist das einheitliche Ausgangsereignis für die Untersuchungspopulation. Der Ermittlung des Zeitpunktes des Erwerbseinstieges im SOEP liegt ein theoretisches Konzept zugrunde, das im Folgenden erläutert wird. Im Wesentlichen orientiert sich die Operationalisierung der Einstiegsinformation am Vorgehen von Gießelmann (2012: 52ff.).

#### **BESTIMMUNG DES ZEITPUNKTES DES ERWERBSEINSTIEGES: UNTER WELCHEN BEDINGUNGEN WIRD EIN ÜBERGANG ALS EINSTIEG DEFINIERT?**

Als *erwerbstätig* gelten in vorliegender Arbeit abhängig Beschäftigte, die über 17 Jahre alt sind und mindestens eine Stunde pro Woche arbeiten. Der Definition von Erwerbstätigen im Mikrozensus<sup>36</sup> folgend, werden auch Personen mit einer „geringfügigen Beschäftigung“ als erwerbstätig betrachtet (vgl. Statistisches Bundesamt (Hg.) 2011: 5). Von der Analyse ausgeschlossen sind hingegen Schüler/innen und Student/innen, die jünger als 27 Jahre<sup>37</sup> und

---

<sup>36</sup> Beim Mikrozensus handelt es sich um eine Haushaltsbefragung, die mit Auskunftspflicht jedes Jahr bei einem Prozent der Bevölkerung durchgeführt wird.

<sup>37</sup> Gießelmann (vgl. 2012: 53) führt aus, dass Student/innen, die 28 Jahre oder älter Jahre sind, oftmals finanzielle Zuwendungen wie Kindergeld oder BAföG nicht mehr erhalten. Die Zuteilung von BAföG erfolgt in der Regel nur bis zum Ende der Regelstudienzeit (Quelle: <http://www.bafög.bmbf.de/de/382.php>, zuletzt geprüft am 10.12.12), die viele Studierende Mitte 20 erreichen. Kindergeld wird für Kinder in Ausbildung nur bis zum 25. Lebensjahr ausgezahlt (Quelle: <http://www.bmfsfj.de/BMFSFJ/familie,did=31470.html>, zuletzt geprüft am 10.12.12). In der Regel erhalten Studierende bei Überschreiten der Altersgrenze von 27 spezifische finanzielle Zuwendungen nicht mehr, wodurch sie (zumindest partiell) die gesellschaftliche Anerkennung als Studierende verlieren (vgl. Gießelmann 2012: 53). Gießelmann (vgl. ebd.) weist darauf hin, dass Veränderungen im Ausmaß von Nebenerwerbstätigkeiten (z.B. von Studierenden) zwar auch in Zusammenhang mit jüngstem sozialpolitischem Handeln gestellt werden können, jedoch eher im Kontext eines sich verändernden Bildungssystems als eines sich wandelnden Arbeitsmarktes zu verorten sind. Auch in vorliegender Untersuchung wird der Nebenerwerb von Student/innen, die jünger als 27 Jahre sind, *nicht* als Erwerbstätigkeit definiert. Erwerbstätige Studierende, die 27 Jahre oder älter sind, werden als Erwerbstätige klassifiziert.

nebenbei erwerbstätig sind, sowie Zivil- bzw. Wehrdienstleistende und Personen, die ein Freiwilliges Soziales Jahr (FSJ) absolvieren. Ihre Rolle ist nicht primär die des Erwerbstätigen. Auch Auszubildende werden nicht berücksichtigt. Dies hat zwei Gründe: Erstens ist das Ausbildungssystem stark an staatliche Institutionen gebunden, was dazu führt, dass es von vielen Prozessen des Arbeitsmarktes abgeschirmt ist (vgl. Scherer 2001 in Gießelmann 2012: 53). Zweitens ist ein Ausbildungsverhältnis nach einem Urteil des Landesgerichtes Niedersachsen kein Arbeitsverhältnis, da, so das Urteil, bei einer Ausbildung der Erwerb von Fähigkeiten beim jungen Mitarbeiter im Vordergrund stehe und nicht – wie bei einem Arbeitsverhältnis – der „Verkauf“ der Arbeitskraft des Arbeitnehmers an den Arbeitgeber (LAG Niedersachsen, Urteil vom 04.07.2003, Az. 16 Sa 103/03). Personen in beruflichen Fort- und Weiterbildungsmaßnahmen gelten jedoch nicht als Auszubildende, sondern als Erwerbstätige. Ähnlich wie in anderen Untersuchungen (vgl. z.B. auch Statistisches Bundesamt (Hg.) 2008: 5f.) wird „Erwerbstätigkeit“ hier recht eng definiert. Ziel dieses Vorgehens ist es, aus allen Befragten im SOEP diejenigen auszuwählen, deren außerfamiliäre Rolle primär die des Erwerbstätigen ist (vgl. Gießelmann 2012: 53) und die daher dem Arbeitsmarkt tatsächlich – auch als potentiell unbefristet Beschäftigte – zur Verfügung stehen. Die Abgrenzung zwischen Arbeitsmarkt und Ausbildungssystem wird relevant gesetzt. Daher gelten Personen, die nur übergangsweise, d.h. zur Überbrückung der Zeit zwischen zwei Ausbildungsphasen (z.B. zwischen Schulabschluss und Beginn der Ausbildung) arbeiten, als *nicht* erwerbstätig. Diesem Vorgehen liegt die Überlegung zugrunde, dass sich die Befragten in der Überbrückungszeit lediglich in „Warteschleifen“ befinden und somit dem Arbeitsmarkt nicht wirklich zur Verfügung stehen (vgl. Buchholz 2008: 58). Wenn eine Überbrückungsphase jedoch mehr als zwei Jahre andauert, gilt eine anschließende Ausbildungsphase als Unterbrechung der bereits begonnenen Erwerbskarriere (vgl. ebd.).

Um den Erwerbseinstieg im SOEP zu bestimmen, werden in Anlehnung an Gießelmann (2012: 53ff.) die Informationen aus verschiedenen Variablen gemeinsam verwendet, um so berufliche Veränderungen zwischen zwei Befragungswellen möglichst exakt zu erfassen. Den Ausgangspunkt für die Rekonstruktion des Einstiegszeitpunktes bildet die Selbstzuordnung der Befragten als „erstmal erwerbstätig“ – eine Information, die in jeder Panelwelle direkt erfragt wird. Als problematisch erweist sich jedoch, dass manche Personen das eigentlich singuläre Ereignis der *ersten* Erwerbstätigkeit mehrfach berichten, vielleicht weil

ihre Erinnerung verzerrt ist. Aus diesem Grund wird auf eine im SOEP zur Verfügung gestellte, generierte Variable zurückgegriffen, die explizit dafür designiert ist Arbeitnehmer/innen zu identifizieren, die zum ersten Mal erwerbstätig sind (Originalvariable: *pgjobcb* aus Längsschnittfile *pgen.dta*). Zusätzlich zu den wellenspezifischen Angaben berücksichtigt diese Variable Längsschnittinformationen und stellt entsprechend korrigierte und dadurch verlässlichere Informationen zu beruflichen Veränderungen bereit<sup>38</sup>.

Auf Basis dieser Variablen können im Untersuchungszeitraum 3.956 Personen identifiziert werden, für die eine erstmalige Erwerbstätigkeit erfasst ist. Dies bedeutet, dass maximal 3.956 Übergänge als Einstiege in den Arbeitsmarkt definiert werden können. Allerdings mussten hier aufgrund der Datenlage erhebliche Einschränkungen der Fallzahlen hingenommen werden. Dies hat mehrere Gründe, die im Folgenden erläutert werden. Bei diversen Personen fällt die „erstmalig erwerbstätig“-Angabe in das letzte Jahr ihres individuellen Beobachtungsfensters. Alle Personen, die nicht noch mindestens ein Jahr nach ihrem Erwerbseinstieg befragt worden sind, mussten aus der Analyse ausgeschlossen werden, weil in einem Panel pro Person Informationen zu mindestens zwei Messzeitpunkten vorliegen müssen (vgl. Giesselmann/ Windzio 2012: 9). Außerdem ordnen sich auch Befragte als erstmalig erwerbstätig ein, deren Übergang von der Schule ins Berufsbildungssystem oder andere Arbeitsmarktzustände erfolgt ist, die gemäß der oben ausgeführten Definition nicht als Erwerbstätigkeit gelten. Daher müssen die Angaben auf Basis der Selbstzuordnung validiert werden. Dies geschieht unter anderem durch die Kontrolle des Erwerbsstatus, der in einer generierten Längsschnitt-Variablen erfasst ist, die konsistente Informationen zur Berufsbiografie enthält (Originalvariable: *pgemplst*; ebenfalls aus *pgen.dta*). In dieser Variablen ist die Trennung zwischen Ausbildung und Erwerbstätigkeit bereits angelegt. Die Informationen aus *pgemplst* werden gemeinsam mit den Angaben in weiteren Variablen zum aktuellen Arbeitsmarktzustand<sup>39</sup> verwendet, um für jede Beobachtung der 3.956 Personen festzustellen, ob eine Erwerbstätigkeit vorliegt, die den oben aufgeführten Kriterien entspricht. Sofern dies auf den Zeitpunkt der Selbstzuordnung als „erstmalig erwerbstätig“ nicht zutrifft, wird der Beginn der Erwerbskarriere auf den ersten Zeitpunkt verschoben, zu dem eine Person der

---

<sup>38</sup> Wenn eine Person zum wiederholten Mal angibt, „erstmalig erwerbstätig“ zu sein, wird die zweite Angabe als „erwerbstätig mit Wechsel“ klassifiziert (vgl. Documentation of cross-sectional files §gen: 4).

<sup>39</sup> Originalvariablen *p0179* (Ausbildung: allgemeinbildende Schule), *p0180* (Ausbildung: Hochschule), *p0181* (Ausbildung: Lehrgang, Kursus zur Weiterbildung), *p0178* (Derzeit in Ausbildung) aus Längsschnitt-File *pl.dta*.



Definition gemäß als erwerbstätig beobachtet wird. Für insgesamt 2.730 Personen konnte jeweils mindestens eine solche Beobachtung identifiziert werden<sup>40</sup>. Schließlich wurde für jede Person die erste Beobachtung in einer der Definition gemäßen Erwerbstätigkeit identifiziert und diese als Einstiegszeitpunkt festgelegt.

#### **UNTER WELCHEN BEDINGUNGEN WIRD EIN ÜBERGANG ALS EINSTIEG IN EINE BEFRISTETE BESCHÄFTIGUNG DEFINIERT?**

Ein Übergang wird also als Einstieg in den Arbeitsmarkt definiert, wenn die Befragungsperson zum ersten Mal in Erwerbstätigkeit beobachtet wird, *nachdem* sie das Ausbildungssystem verlassen hat und *nach* eventuell vorhandenen Übergangsphasen (vgl. Gießelmann 2012: 53). Allerdings wird der Einstieg in den Arbeitsmarkt nicht als singuläres Ereignis, sondern (in Anlehnung an Scherer 1999; Gießelmann 2012; Gangl 2003; Kurz 2005 u.a.) als Prozess betrachtet, der stufenhaft verläuft und sich über mehrere Jahre hinzieht. Um dem Rechnung zu tragen, wird eine vierjährige Periode als Einstiegsphase definiert. Wenn in dieser Zeit eine befristete Anstellung erfolgt ist, werden die Befragten als befristet beschäftigte Arbeitsmarkteinsteiger/innen identifiziert<sup>41</sup>. Dies traf auf 1.023 Personen zu. Allerdings lagen für 54 Personen davon nur Daten aus einer einzigen Befragung vor, weshalb diese Personen aus der Analyse ausgeschlossen werden mussten. **Insgesamt konnten im SOEP für den Zeitraum zwischen 1990 und 2008 für 969 Personen Übergänge ermittelt werden, die nach der ausgeführten Definition als Arbeitsmarkteinsteige in befristeter Beschäftigung klassifiziert werden. Diese 969 befristet beschäftigten Arbeitsmarkteinsteiger/innen bilden die Untersuchungspopulation.**

Auf Grundlage der beschriebenen Operationalisierung können nur Personen als Arbeitsmarkteinsteiger/innen identifiziert werden, bei denen der Beginn der Erwerbskarriere im individuellen Beobachtungsfenster liegt. Allerdings stehen die für die abhängige Variable notwendigen Informationen zur Vertragsart ohnehin nur für die beobachteten Personenjahre

---

<sup>40</sup> Die Mehrheit derer, für die kein Einstieg ermittelt werden konnte obwohl die Angabe einer erstmaligen Erwerbstätigkeit vorlag, sind Personen, die den Beginn einer Ausbildung als erste Erwerbstätigkeit berichtet haben und deren Übergang in einen anderen Arbeitsmarktzustand nicht mehr beobachtet ist.

<sup>41</sup> Für die Informationen zur Vertragsart wird auf die Originalvariable *p0240* (Frist der derzeitigen Beschäftigung) zurückgegriffen.

zur Verfügung, was eine Bestimmung von Erwerbseinstiegen, die zeitlich vor der ersten Beobachtung liegen, ohnehin fruchtlos macht.

Bei der Bestimmung des Einstiegszeitpunktes standen sich zwei konfligierende Interessen gegenüber: Auf der einen Seite sollte eine möglichst gute Stichprobenausschöpfung erreicht werden, auf der anderen Seite jedoch schränkten inhaltliche Gesichtspunkte die Fallauswahl ein. Die Entscheidung fiel zugunsten der inhaltlichen Gesichtspunkte: In vorliegender Untersuchung wird versucht, die Prozesse am Arbeitsmarkt möglichst isoliert zu betrachten. Dafür wurde die Abgrenzung von Arbeitsmarkt und Ausbildungssystem möglichst konstant und präzise umgesetzt und Abstriche bezüglich der Stichprobenausschöpfung in Kauf genommen. Nur circa ein Viertel der 3.956 Personen, die angegeben haben, „erstmalig erwerbstätig“ zu sein (und die damit die Maximalzahl der im Untersuchungszeitraum im SOEP beobachtbaren Erwerbseinstiege bilden) gehört auch zur Untersuchungspopulation der Arbeitsmarkteinsteiger/innen mit befristeter Beschäftigung.

### **KONSTRUKTION DER UNABHÄNGIGEN VARIABLEN**

Im Folgenden wird erläutert, welche unabhängigen Variablen für die Abbildung der zentralen Begriffe der Hypothesen herangezogen werden und wie sich deren Auswahl begründet. Die Einstiegsinformation dient zum einem – wie beschrieben – dem Zuschneiden der Untersuchungspopulation. Zum anderen geht diese Information, bzw. der Zeitpunkt, zu dem diese Information vorliegt, als unabhängige Variable in die Analyse ein.

Die Deregulierung des deutschen Arbeitsmarktes kann als Prozess verstanden werden, der in Phasen erfolgt ist. Wie in Kapitel 4.3 beschrieben, können drei aufeinanderfolgende Phasen identifiziert werden, die sich voneinander unterscheiden, in sich jedoch relativ konsistente „Reformkoordinaten“ aufweisen. Die erste Phase umfasst die Jahre 1990 bis 1997, die zweite die Jahre von 1998 bis 2002 und die dritte erstreckt sich von 2003 bis 2008. Bedenkt man dies, so erscheint es nicht sinnvoll, jedes Jahr des Deregulierungsprozesses für sich zu betrachten. Der Struktur des Reformprozesses folgend, wird der rekonstruierte Einstieg in den Arbeitsmarkt anhand des Jahres, in dem er stattfand, in die entsprechende Deregulierungsphase eingeordnet. Dies ermöglicht die Unterscheidung von drei **Arbeitsmarkteinsteigskohorten**, die entsprechend der Phasen des Reformprozesses gebildet

wurden. Davon gehen k-1 verbundene Dummy-Variablen als Prädiktoren in die statistische Analyse ein. Die erste Kohorte, die die zwischen 1990-1997 in den Arbeitsmarkt eingestiegenen umfasst, bildet die Referenzkategorie.

Um den Einfluss des Frauseins auf die Wahrscheinlichkeit einer Entfristung zu schätzen, geht das **Geschlecht** als unabhängige Variable in die Analyse ein, wobei Männer die Referenzkategorie bilden. Auch der **Migrationsstatus**<sup>42</sup> wird integriert. Die entsprechende Information stammt aus der Variablen *migback* im Längsschnitt-Metafile *ppfadl.dta*. Für diese Variable werden im SOEP verschiedene Informationen gemeinsam verwendet: Die Nationalität des/ der Befragten und seine/ihre Migrationsgeschichte werden erhoben sowie (für in Deutschland Geborene) die Migrationsgeschichte der Eltern. Die Variable unterscheidet zwischen direktem, indirektem, nicht weiter spezifiziertem und keinem Migrationshintergrund. Ein direkter Migrationshintergrund liegt vor, wenn die Person selbst nach Deutschland immigriert ist, ein indirekter, wenn die Person in Deutschland geboren wurde, aber aus einer Familie mit Migrationshintergrund stammt. Wenn nicht bekannt ist, ob die Person selbst immigriert ist oder nicht, gilt der Migrationshintergrund als „nicht weiter differenziert“. Spät-/ Aussiedler werden im SOEP zu den Personen mit direktem Migrationshintergrund gezählt (vgl. Documentation on the person-related metafile PPFAD: 20).

Für vorliegende Arbeit wurde die Originalvariable *migback* in eine binäre Variable recodiert, indem die Ausprägungen „direkter Migrationshintergrund“, „indirekter Migrationshintergrund“ sowie „Migrationshintergrund, nicht weiter differenziert“ zu der Kategorie „Migrationshintergrund vorhanden“ zusammengefasst und der Kategorie „kein Migrationshintergrund vorhanden“ gegenübergestellt wurden. Personen ohne Migrationshintergrund bilden die Referenzkategorie.

Für die Operationalisierung des **formalen Qualifikationsniveaus** wird auf die CASMIN-Skala zurückgegriffen, die speziell für vergleichende Analysen entwickelt wurde und in der Informationen sowohl über schulische als auch berufliche Bildungsabschlüsse enthalten sind (vgl. Brauns/ Steinmann 1999: 32ff.). Im SOEP steht eine generierte Variable zu

---

<sup>42</sup> Auf Basis der Signaltheorie bzw. dem Konzept der statistischen Diskriminierung wurde argumentiert, dass ethniendifferenzierende Perzeptionen den Übergang in Festanstellung beeinflussen können (vgl. Kapitel 4.2 und 4.3). Diese orientierten sich nicht an der Nationalität, sondern basieren auf der ausländischen Herkunft – ob eine Person Passausländer ist oder nicht ist dabei nicht ausschlaggebend. Deswegen wurde der Migrationsstatus und nicht die Nationalität als unabhängige Variable ausgewählt.

Verfügung, die in Anlehnung an die CASMIN-Klassifikation neun Kategorien enthält (Originalvariable: *pgcasmin* in *pgen.dta*). Zur verbesserten Anschaulichkeit und aufgrund der Fallzahlen wurden die neun verschiedenen Ausprägungen recodiert und die Arbeitnehmer/innen hinsichtlich der (beruflichen) Bildungsabschlüsse, die sie zum Zeitpunkt des Arbeitsmarkteinstieges erworben hatten, zu drei Kategorien zusammengefasst: Zur Kategorie „kein beruflicher Abschluss“ werden auch Personen gezählt, die ein berufliches Praktikum, eine Anlernausbildung oder das Berufsvorbereitungsjahr absolviert haben (CASMIN-Kategorien 1a, 1b, 2b, 2c\_gen). Die zweite Kategorie „anerkannte Berufsausbildung“ umfasst Personen, die eine Lehre abgeschlossen oder einen Abschluss an einer Berufsfachschule oder einer einjährigen Schule des Gesundheitswesens erworben haben (CASMIN-Kategorien 1c, 2a und 2c\_voc). Unter der Kategorie „tertiäre Abschlüsse“ sind schließlich alle Arbeitnehmer/innen mit Fachschulabschlüssen, Abschlüssen von Berufs- und Fachakademien und sämtlichen Fachhochschul- und Hochschulabschlüssen zusammengefasst (CASMIN-Kategorien 3a und 3b).

Die **Betriebsgröße** wird über die Anzahl der Mitarbeiter gemessen. Im SOEP liegt diese Information in verschiedenen Variablen vor, da jedoch das Erhebungsschema über die Jahre hinweg mehrfach verändert wurde (in einigen Jahren wurde detaillierter gefragt als in anderen), wird für vorliegende Untersuchung auf eine generierte Variable zurückgegriffen, die die Grobkategorien der Unternehmensgrößen enthält (Originalvariable *pgallbet* aus *pgen.dta*). Diese unterteilt die Unternehmen in Größenkategorien von „unter 20“, „20 bis unter 200“, „200 bis unter 2.000“ sowie „über 2.000“ Mitarbeiter/innen. In die Analysemodelle gehen k-1 Dummy-Variablen als Prädiktoren ein, wobei die kleinste Kategorie als Referenz außen vorgelassen wird.

### **KONTROLLE VON ANDEREN EINFLUSSFAKTOREN**

Neben den unabhängigen Variablen, die die zentralen Begriffe der Hypothese abbilden, werden Kontrollvariablen in die Analyse einbezogen. Ziel dieses Vorgehens ist es, alternative Erklärungen für die unterschiedliche Wahrscheinlichkeit der Entfristung für verschiedene Gruppen von Befragten im Sample auszuschließen. Im Rahmen der Analyse soll geklärt werden, ob wirtschaftliche Dynamik die Übergangsraten in unbefristete Beschäftigung

beeinflusst. Deshalb wurden zwei Indikatoren der aktuellen wirtschaftlichen Situation in die Modelle integriert, die den SOEP-Daten zuvor zugespielt wurden (vgl. Kapitel 5.2): Die **regionale Arbeitslosenquote** auf Ebene der Bundesländer (bezogen auf abhängige zivile Erwerbspersonen in Prozent) sowie die (vierteljährlichen) **Veränderungen des Bruttoinlandsproduktes (BIP)**. Es ist davon auszugehen, dass eine schlechte regionale Arbeitsmarktlage die Übergänge von befristeter in unbefristete Beschäftigung vermindert oder verzögert (vgl. Boockmann/ Hagen 2006: 34). Als Grund dafür ist denkbar, dass Betriebe bei hoher Arbeitslosigkeit 1.) flexibel auf Schwankungen reagieren können wollen und 2.) im Bedarfsfall rasch Ersatz finden für Arbeitnehmer/innen und daher nicht so sehr auf stabile Beziehungen zu ihren Beschäftigten angewiesen sind. Die jährliche Arbeitslosenquote auf Ebene der Bundesländer dient als Proxy für die Arbeitsmarktlage der jeweiligen Region. Die Veränderung des Bruttoinlandsproduktes dient als Proxy für die aktuelle wirtschaftliche Lage und Dynamik.

Die Einbeziehung dieser Informationen als Kontrollvariablen beruht darauf, dass Veränderungen der wirtschaftlichen Dynamik zwar auch als Effekte des Arbeitsmarktes anzusehen sind, „*allerdings bilden sie nicht arbeits- oder sozialpolitischen Wandel ab und sollen deswegen isoliert werden*“ (Gießelmann 2012: 56).

Angedacht wurde auch, dass sich die Veränderung von Gesetzen (d.h. Veränderungen auf der strukturellen Ebene) durchaus branchenspezifisch auswirken können. Zudem zeigen diverse Untersuchungen (vgl. u.a. Hohendanner 2010), dass atypische Beschäftigungen in den verschiedenen Branchen sehr unterschiedlich verbreitet sind. Die Fallzahlen vorliegender Untersuchung lassen eine detaillierte Differenzierung zwischen den Branchen (z.B. auf Basis der NACE-Skala) nicht zu. Daher wird lediglich für jede Beobachtung im Datensatz kontrolliert, ob es sich um eine Anstellung im **öffentlichen Dienst** handelt oder nicht (Originalvariable *pgoeffd* aus *pgen.dta*). Referenzkategorie bilden die Anstellungen, die nicht im öffentlichen Dienst sind<sup>43</sup>.

Der Untersuchungszeitraum beginnt in vorliegender Untersuchung im Jahr 1990, dem Jahr der Wiedervereinigung. Zu bedenken ist, dass der Arbeitsmarkt in Ost-Deutschland in den ersten Jahren nach der Wende stark durch den Anpassungsprozess an den westdeutschen

---

<sup>43</sup> Da die entsprechende Frage nicht jedes Jahr allen Befragten gestellt wird, liegen hier allerdings überdurchschnittlich viele Missings vor.

Arbeitsmarkt geprägt war (Görzig et al. 2004 in Giebelmann 2012: 57). Um die komplexe politische und wirtschaftliche Situation nicht außer Acht zu lassen, wird in die Modelle eine Variable aufgenommen, die für jede Beobachtung kontrolliert, ob der **Arbeitsplatz in Ost- oder Westdeutschland** liegt. Damit soll sichergestellt werden, dass die in dieser Studie analysierten Prozesse nicht durch andere Prozesse überlagert werden, die Resultat der unterschiedlichen Ausgangssituationen in den beiden Teilen Deutschlands sind (vgl. ebd.).

Wie oben ausgeführt, wurden für die Untersuchungspopulation diejenigen Personen ausgewählt, die dem Arbeitsmarkt als potentiell unbefristet beschäftigte Arbeitnehmer/innen zur Verfügung stehen. Dies gilt auch für Personen, die zum Zeitpunkt einer oder mehrerer Messungen arbeitslos gemeldet waren. Arbeitslos gemeldete Personen sind sogar dazu verpflichtet, dem Arbeitsmarkt zur Verfügung zu stehen, da finanzielle Zuwendungen daran geknüpft sind. Da nicht auszuschließen ist, dass eine Episode der Arbeitslosigkeit von potentiellen Arbeitgeber/innen als negatives Signal über die Produktivität des/der Arbeitnehmer/in gewertet wird und daher die Wahrscheinlichkeit einer unbefristeten Anstellung negativ beeinflusst, wird eine dichotome Variable in die Modelle aufgenommen, die für jedes Beobachtungsjahr anzeigt, ob die Person **aktuell arbeitslos gemeldet** ist oder nicht<sup>44</sup>.

Zuletzt sei noch darauf hingewiesen, dass auch das **Alter** der Personen im Sample kontrolliert wird. Personen, die ohne Schulabschluss in den Arbeitsmarkt einsteigen, sind deutlich jünger als Akademiker/innen. Diverse Untersuchungen stellen einen engen Zusammenhang zwischen Alter und atypischen Beschäftigungsverhältnissen fest (vgl. z.B. Statistisches Bundesamt (Hg.) 2008: 17). Um auszuschließen, dass ein Alterseffekt die Einflüsse der unabhängigen Variablen überlagert, geht das Alter als metrische Kontrollvariable in die Analyse ein.

### **ANALYSESTRATEGIE**

Hinweise auf mögliche Einflussfaktoren werden mittels deskriptiver Analysen und Vergleichen von Subgruppen gesucht. Die deskriptiven Ergebnisse werden in Kapitel 6.1. präsentiert. Die formal-statistische Absicherung der Hypothesen erfolgt in multivariaten

---

<sup>44</sup> Für die Operationalisierung dieser Information wurde die Originalvariable *p0171* (aktuell arbeitslos gemeldet, Ausprägungen: ja/nein) aus dem File *pgen.dta* verwendet.

Modellen, deren Ergebnisse in Kapitel 6.2 präsentiert werden. Zunächst jedoch werden die angewendeten statistischen Verfahren vorgestellt und mathematische Hintergründe erläutert.

## **5.4 Statistische Verfahren**

Gegenstand der vorliegenden Untersuchung ist die Zeitspanne zwischen dem Arbeitsmarkteinstieg und dem Übergang in eine unbefristete Beschäftigung. Das Ereignis dieses Übergangs soll in Abhängigkeit von institutionellen Entwicklungen am Arbeitsmarkt und von individuellen sowie strukturellen Merkmalen untersucht werden.

Die statistische Methode, mit der Fragen nach der Verteilung von Zeitdauern beantwortet werden, nennt sich Ereignisanalyse. Unter einem Ereignis wird ein Zustandswechsel verstanden, den ein Individuum zu einem bestimmten Zeitpunkt erlebt, wie zum Beispiel den Wechsel in ein dauerhaftes Arbeitsverhältnis. Allerdings ist nicht für jedes Individuum im Sample ein solcher Übergang beobachtet. In manchen Fällen enden die Angaben, ohne dass der Wechsel in unbefristete Beschäftigung erfolgt ist. Für diese Personen ist nur bekannt, dass sie das forschungsleitende Ereignis während der Beobachtungsdauer *nicht* hatten, aber nicht, ob und wenn ja, wann es eintritt – die Information bleibt unvollständig. In solchen Fällen wird im Jargon der Ereignisanalyse von einer (Rechts-)Zensurierung gesprochen (vgl. Cleves et al. 2010: 30f.).

### **ANALYSE VON ZEITDAUERN MITTELS EREIGNISANALYSE**

Die Ereignisanalyse umfasst ein Set von Methoden, die ähnlich der Regression das Auftreten von Zustandswechseln in kausaler Abhängigkeit von unabhängigen Variablen erklären (Allison 1984: 10). Dabei werden zwei Gruppen von Prädiktoren unterschieden: zeitkonstante und zeitveränderliche unabhängige Variablen. Unter Ersteren werden Variablen verstanden, denen ein für das Individuum unveränderliches Merkmal (wie z.B. ethnische Herkunft) zugrundeliegt. Dagegen werden solche Merkmale, die im Lebenslauf einer Person ihre Ausprägung verändern können (z.B. der Erwerbsstatus) als zeitveränderliche Variablen bezeichnet (vgl. Giesselmann/ Windzio 2012: 17). Die Forschungsfrage der vorliegenden Arbeit macht es erforderlich, zeitveränderliche Variablen in die Analysemodelle aufzunehmen. Als zeitkonstante Kovariaten gehen die *Arbeitsmarkteinstiegskohortenzugehörigkeit*, *Geschlecht*, *Migrationshintergrund* sowie das *formale (Berufs-)Bildungsniveau nach CASMIN* in die Analyse ein. Alle übrigen Variablen werden als zeitveränderliche Prädiktoren integriert.



Die Analysezeit beschränkt sich auf Zeitintervalle, in denen die Befragten tatsächlich dem Risiko eines Wechsels unterliegen. Für jede Person in der Stichprobe wird die Beobachtung daher gewissermaßen am natürlichen Startpunkt begonnen, das heißt an dem Punkt, ab dem der oder die Befragte tatsächlich dem Risiko unterliegt, das interessierende Ereignis zu erleben (vgl. Rabe-Hesketh/ Skrondal 2012: 743). Dementsprechend wird der Beginn der Prozesszeit auf das Jahr nach dem beobachteten Arbeitsmarkteinstieg (definiert als erster beobachteter Übergang in ein befristetes Beschäftigungsverhältnis nach dem Verlassen des (Aus-) Bildungssystems und nach eventuell vorhandenen Übergangsphasen) festgelegt<sup>45</sup>. In der Ereignisanalyse wird dann davon gesprochen, dass ein Individuum zur Risikomenge (zum *risk set*) gehört (vgl. Allison 1984: 16). Übergänge in unbefristete Beschäftigung können im Lebensverlauf mehrfach erfolgen. Gegenstand vorliegender Untersuchung ist jedoch ausschließlich der *erste* Übergang. Das interessierende Ereignis ist folglich singular. Darum ist die Risikomenge sozusagen von Natur aus irreversibel (vgl. Singer/ Willett 2003: 329). Sobald der Wechsel in unbefristete Beschäftigung vollzogen ist, gehört eine Person nicht mehr zum *risk set* und wird deshalb nicht länger beobachtet.

In den SOEP-Daten liegen zentrale Angaben für die Konstruktion der benötigten Variablen lediglich auf Jahresbasis vor. Eine Operationalisierung der Einstiegsinformation mit den im SOEP verfügbaren, monatsgenauen Spell-Daten ist nicht möglich, da darin bis einschließlich 2001 nicht zwischen der Primärausbildung und einer Weiterqualifikation als zusätzlicher Investition in Bildung nach Anbruch der Erwerbskarriere unterschieden wird. Der exakte Zeitpunkt des Einstieges in den Arbeitsmarkt bleibt daher unbekannt, die Information liegt für jede Person in der Stichprobe nur auf Jahresbasis vor. Für die Konstruktion der abhängigen Variablen wurde auf Angaben zur Vertragsart zurückgegriffen, die die Befragten im SOEP nur ein Mal pro Jahr machen. Somit wird in vorliegender Untersuchung die Wartezeit bis zum Eintreten des interessierenden Ereignisses (oder Zensierung) nicht exakt, sondern diskret gemessen – obwohl das Ereignis jederzeit eintreten kann und folglich unter

---

<sup>45</sup> Die Operationalisierung der Einstiegsinformation sowie die zugrundeliegenden theoretischen Überlegungen sind im vorhergehenden Kapitel ausführlich beschrieben. Im Jahr ihres Einstieges sind notwendigerweise alle Personen befristet beschäftigt und keine/r unterliegt dem Risiko eines Wechsels. Das Jahr des Arbeitsmarkteinstieges gehört daher nicht zur Prozesszeit. Da sich die Stichprobe ausschließlich aus Personen zusammensetzt, für die der Arbeitsmarkteinstieg bestimmt werden konnte, treten keine Linkszensierungen auf, was bedeutet, dass in keinem Fall das initiale Ereignis zeitlich vor dem Beginn der Teilnahme am SOEP und damit vor Beginn der Beobachtung liegt.

der diskreten in der Realität eigentlich eine kontinuierliche Zeitachse liegt<sup>46</sup>. In der Ereignisanalyse wird dies als Intervall-Zensierung bezeichnet (vgl. Cleves et al. 2010: 32f.). Für solche Fälle urteilt Allison (1982: 63): „*It would be clearly inappropriate to treat such data as though they were continuous*“. Daher werden Verfahren der zeitdiskreten Ereignisanalyse angewendet.

Dies erfordert, dass über die Zeitspanne zwischen zwei Messungen (hier: Panelwellen) Annahmen getroffen werden: Wenn sich der Zustand von der einen zu nächsten Welle nicht verändert, wird angenommen, dass kein Ereignis eingetreten ist. Verändert sich der Zustand jedoch, so wird davon ausgegangen, dass in diesem Intervall der interessierende Übergang stattfand. Grundsätzlich liegt allen ereignisanalytischen Verfahren die Annahme zugrunde, dass Zensierung unabhängig vom Eintreten des interessierenden Ereignisses geschieht. Dies bedeutet, dass davon ausgegangen wird, dass das Ausscheiden eines Individuums aus der Risikomenge, ohne dass es das interessierende Ereignis erlebt hat, nicht systematisch mit der Wahrscheinlichkeit eines Übergangs in unbefristete Beschäftigung zusammenhängt (*random censoring*, vgl. Allison 1982: 71).

#### ZENTRALE MATHEMATISCHE KONZEPTE DER EREIGNISANALYSE

In zeitdiskreten Analysen ist der *hazard* die bedingte Wahrscheinlichkeit dafür, dass ein Individuum  $i$  das interessierende Ereignis ( $T_i$ ) im Intervall  $j$  erlebt – unter der Bedingung, dass sie oder er das Ereignis vorher noch nicht gehabt hat. In vorliegender Untersuchung entspricht der *hazard* der Wahrscheinlichkeit eines Wechsels in unbefristete Beschäftigung in einem bestimmten Intervall für diejenigen, die zur Risikomenge gehören. Die Wahrscheinlichkeit der einzelnen Untersuchungseinheiten für einen Wechsel vom Ausgangs- in den Zielzustand wird durch die Übergangsrate (*hazard rate*) angegeben. In der Literatur wird die *hazard rate* mit  $h(t_{ij})$  bezeichnet und lässt sich formell wie folgt ausdrücken<sup>47</sup>:  $h(t_{ij}) = \Pr[T_i = j \mid T_i \geq j]$  (vgl. Singer/Willett 2003: 330). Die *hazard rate* wird berechnet, indem die Anzahl der Individuen, die im Intervall  $j$  das interessierende Ereignis haben, durch die Anzahl der Individuen im *risk set* im Intervall  $j$  geteilt wird. Dabei wird angenommen, dass die Übergangsrate zwischen den

---

<sup>46</sup> In der Praxis sind alle Ereignisse immer diskret gemessen. Bei ausreichend kleinen Zeiteinheiten (monats- oder sogar tagesgenaue Angaben), kann trotzdem eine kontinuierliche Messung angenommen werden.

<sup>47</sup> Da die Ereigniszeiten in festen diskreten Zeitintervallen vorliegen, die für alle Individuen im Sample identisch sind, bezeichnet  $t = 1,2,3,\dots$  die Nummer des Zeitintervalls (des Jahres) (vgl. Blossfeld 2010: 1001).

Intervallen variiert, in einem bestimmten Jahr jedoch für alle Individuen in der Risikomenge gleich ist (vgl. Allison 1984: 17). Da die Risikomenge immer kleiner wird, kann die Übergangsrate steigen, obwohl die Zahl der Individuen mit Ereignis sinkt. Als Wahrscheinlichkeit liegt der *hazard* immer zwischen 0 und 1, kann darin aber jeden beliebigen Wert annehmen. Er kann als unbeobachtete Variable verstanden werden, die beides kontrolliert: ob und wenn ja, wann Ereignisse auftreten. Allison (vgl. 1984: 16) bezeichnet daher den *hazard* als fundamentale abhängige Variable eines jeden ereignisanalytischen Modells. Die *hazard function* beschreibt für ein Individuum in einer bestimmten Periode sein einzigartiges momentanes Risiko, das Ereignis zu vollziehen.

Ein wichtiges ergänzendes mathematisches Konzept der Ereignisanalyse ist die Überlebensfunktion (*survivor function*)  $S(t_{ij})$ . Sie wird direkt aus der Übergangsrate abgeleitet und stellt die Entwicklung der Risikopopulation grafisch dar. Im Gegensatz zu  $h(t_{ij})$ , welche die individuellen momentanen Risiken in einem bestimmten Intervall beschreibt, kumuliert  $S(t_{ij})$  die Risiken der einzelnen Intervalle, um so die Wahrscheinlichkeit dafür abzuschätzen, dass ein Individuum ein bestimmtes Intervall „überlebt“, d.h. das interessierende Ereignis weder im aktuellen Intervall  $j$  hat noch in einer vorhergehenden Zeitperiode hatte (vgl. Singer/ Willett 2003: 334). Über die Prozesszeit hinweg veranschaulicht die Survivorfunktion den Anteil der in der Risikopopulation Verbleibenden. In Kapitel 6.1 werden ausgewählte Survivorfunktionen präsentiert. Zunächst jedoch werden zentrale Grundlagen für das Verständnis von multivariaten zeitdiskreten Modellen erläutert.

Die grundlegende Idee zeitdiskreter Ereignisanalyse ist das Zerlegen individueller Verläufe in einzelne Intervalle, für die jeweils festgestellt wird, ob das interessierende Ereignis eingetreten ist oder nicht (vgl. Allison 1982: 94). In zeitdiskreten Ereignisanalysen misst die abhängige Variable daher nicht (wie im kontinuierlichen Fall) die exakte Zeit bis zum Eintreten des interessierenden Ereignisses. Vielmehr handelt es sich um eine Variable, die für jedes Intervall angibt, ob der interessierende Zustandswechsel passiert ist oder nicht.

### **KONSTRUKTION DER ABHÄNGIGEN VARIABLEN**

In vorliegender Untersuchung wurde für die Konstruktion der abhängigen Variablen, der Ereignisvariablen, auf Informationen über die Vertragsart zurückgegriffen, die in der

Originalvariablen *p0240* (Frist der derzeitigen Beschäftigung) im Längsschnittfile *pl.dta* enthalten sind<sup>48</sup>. In dieser Variablen wird zwischen zwei Zuständen unterschieden: „befristet“ oder „unbefristet“. Zu Beginn der individuellen Beobachtung weisen alle Personen in der Untersuchungspopulation die Ausprägung „befristet“ auf, für diejenigen, die eine Entfristung erleben, ändert sich die Angabe in „unbefristet“. Diese Variable wurde direkt in die Ereignisvariable überführt und entsprechend binär codiert: Für jede Jahresbeobachtung, in der kein Ereignis eintritt, ist die abhängige Variable  $y = 0$ . Im Intervall, in dem ein/e Befragte/r in unbefristete Beschäftigung wechselt, nimmt  $y$  den Wert 1 an. Für die Konstruktion einer solchen abhängigen Variablen ist es notwendig, dass der Datensatz in der sogenannten *person-year-form* vorliegt. Dies bedeutet, dass für jedes Jahr, in dem die einzelnen Personen jeweils zur Risikomenge gehören, eine Beobachtung im Datensatz enthalten ist (Singer/ Willett 2003: 325). Die Anzahl der Zeilen pro Person entspricht folglich den Jahren bis zum Eintreten des interessierenden Ereignisses (oder der Zensierung).

#### SCHÄTZMETHODE: LOGISTISCHE REGRESSION

Die Aufbereitung der Daten in der *person-year-Form* ermöglicht die Anwendung von Standardverfahren für binäre abhängige Variablen: Trotz Zensierungen und zeitveränderlicher Prädiktoren kann eine binärlogistische Regressionsschätzung (in sogenannten „Logitmodellen“) durchgeführt werden (vgl. Rabe-Hesketh/ Skrondal 2012: 765). Die Dauer geht dabei sozusagen indirekt in die Analyse ein. Sie wird durch „Gewichtung“ (d.h. über die Anzahl der Messungen pro Person) berücksichtigt (im Gegensatz zum „normalen“ Logitmodell, in dem für jede Person nur eine Zeile verwendet wird).

---

<sup>48</sup> Die Frage nach der Befristung lautet im SOEP wörtlich: „Haben Sie ein von vorneherein befristetes Arbeitsverhältnis oder einen unbefristeten Arbeitsvertrag?“ Zwar wurde diese Frage jedes Jahr gestellt, aber nicht jedes Jahr jedem/r Befragten. Bis ins Jahr 1995 wurde die Information für jede/n Befragte/n nur ein Mal erhoben und danach nur noch gefragt, ob sich etwas geändert hat. Wenn jemand eine Entfristung (d.h. den Übergang in unbefristete Beschäftigung im gleichen Betrieb) nicht als „Änderung der beruflichen Position“ gedeutet hat, wurde dieser Übergang nicht identifiziert. Denkbar ist folglich, dass in der Frühphase des Untersuchungszeitraumes berufliche Mobilität eher unterschätzt wird. Es wurde versucht, mit diesem Problem umzugehen, indem z.B. analysiert wurde, wie viele Personen in den einzelnen Erhebungsjahren jeweils das Ende einer Befristung als Grund für das Ende einer Beschäftigung angeben (Variable *p0356*). Hier konnten keine großen Unterschiede zwischen den Jahren vor und nach 1995 festgestellt werden. Ab 1995 wurde jedes Jahr jeder Person die Frage nach der Vertragsart gestellt, wodurch die Erfassung der Übergänge in unbefristete Beschäftigung im größten Teil des Untersuchungszeitraumes verlässlich erfolgt sein müsste.

Für die binärlogistische Schätzung wird die Wahrscheinlichkeit, dass ein Individuum in einem bestimmten Intervall einen Übergang in unbefristete Beschäftigung erlebt ( $y=1$ ), der Wahrscheinlichkeit gegenübergestellt, dass die Person in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen bleibt ( $y=0$ ). Für die spezifischen Merkmalskombinationen der erklärenden Variablen in jedem Intervall der Prozesszeit wird der Anteilswert jener berechnet, für die  $y$  den Wert 1 aufweist. Daher entspricht die Vorhersage der binären abhängigen Variablen durch die geschätzte Gleichung einer Vorhersage von konditionalen *Wahrscheinlichkeiten* (vgl. Giesselmann/ Windzio 2012: 129). Will man die Ausprägungen der binären abhängigen Variablen durch mehrere unabhängige Variablen erklären, ergibt sich jedoch das Problem, dass die Anwendungsvoraussetzungen für die Schätzung linearer Regressionsmodelle nicht erfüllt sind. Da die Varianz der Erwartungswerte von  $y$  mit Werten der erklärenden Variablen kovariiert, verstößt die Vorhersage von Wahrscheinlichkeiten einer binomial verteilten Zufallsvariablen (einer binären abhängigen Variablen) gegen die Annahme der Homoskedastizität (vgl. Giesselmann/ Windzio 2012: 130). Bei nur zwei möglichen Ausprägungen von  $y$  kann die Gleichverteilung der Schätzfehler (Residuen) nicht mehr als gegeben angenommen werden. Hinzu kommt, dass die zugrundegelegte stetige Normalverteilung theoretisch weder eine Unter- noch eine Obergrenze aufweist. Wahrscheinlichkeiten sind jedoch per definitionem auf einen Range zwischen 0 und 1 begrenzt. Ein lineares Regressionsmodell könnte daher Schätzwerte hervorbringen, die außerhalb dieses Intervalls liegen und nicht interpretierbar sind (vgl. Giesselmann/ Windzio 2012: 131). Die Lösung für dieses Problem bieten zwei Transformationen: *odds* und *log odds*. Durch die Transformation in *odds* wird der Zahlenraum zunächst auf  $[0; +\infty]$  erweitert. In einem zweiten Schritt wird das Verhältnis von Wahrscheinlichkeit und Gegenwahrscheinlichkeit logarithmiert. Diese Logarithmierung der *odds* (die Transformation in *logits* oder auch *log odds*) wird als *Linkfunktion* bezeichnet (vgl. Giesselmann/ Windzio 2012: 136). Die Linkfunktion verändert den Zahlenraum von  $[0; 1]$  zu  $[-\infty; +\infty]$ . Das Modell für den *logit link* lässt sich formell wie folgt ausdrücken (Rabe-Hesketh/ Skrondal 2012: 502):

$$\text{logit}\{\text{Pr}(y_i = 1 | x_i)\} \equiv \ln \left\{ \frac{\text{Pr}(y_i=1 | x_i)}{1 - \text{Pr}(y_i=1 | x_i)} \right\} = \beta_1 + \beta_2 x_i \quad \text{wobei: } \frac{\text{Pr}(y_i=1 | x_i)}{1 - \text{Pr}(y_i=1 | x_i)} = \text{odds}_{(y_i=1 | x_i)}$$

Die Regressionskoeffizienten der einzelnen unabhängigen Variablen werden in der logistischen Regression als *logit*-Koeffizienten (sogenannte *log odds*) ausgegeben<sup>49</sup>. Diese geben den Einfluss der Prädiktoren auf die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs in unbefristete Beschäftigung an. Da die zugrundeliegende Funktion jedoch nicht linear und die Steigung daher nicht konstant ist, ist die direkte Interpretation der *logit*-Koeffizienten sehr komplex. Zur Beurteilung der Stärke des Einflusses der unabhängigen Variablen werden die *logits* daher durch Entlogarithmierung in „Effekt-Koeffizienten“ (*odds ratio* = Chancenverhältnis = das Verhältnis zweier *odds*) oder durch die logistische Funktion in Wahrscheinlichkeiten umgerechnet (vgl. Giesselmann/ Windzio 2012: 136).

ABBILDUNG 4: ÜBERSICHT ÜBER DIE SKALENTRANSFORMATIONEN

Ausgangsskala	Zielskala	Transformation
logit	odds ratio (or)	$or = e^{\text{logit}}$
odds	Wahrscheinlichkeit	$p = \frac{\text{odds}}{1 + \text{odds}} = \frac{e^{\text{logit}}}{1 + e^{\text{logit}}}$
logit	Wahrscheinlichkeit	$p = \frac{1}{1 + e^{-\text{logit}}}$

Anmerkung: Wertebereiche: logits  $[-\infty; +\infty]$ , odds  $[0; +\infty]$ , Wahrscheinlichkeiten  $[0; 1]$   
 Darstellung in Anlehnung an Singer/ Willett 2003: 376

Die Schätzung der Modellparameter der logistischen Regression erfolgt durch die *Maximum Likelihood-Methode*. Dabei werden schrittweise unterschiedliche Werte für die  $\beta$ -Koeffizienten in die sogenannte „Likelihood-Funktion“ eingesetzt und zwar solange, bis das Maximum erreicht ist. Die gesuchten Schätzkoeffizienten sind diejenigen  $\beta$ -Koeffizienten, die zum Erreichen des Maximums führen. Giesselmann/ Windzio (2012: 140f.) formulieren die Idee der *Maximum Likelihood-Methode* folgendermaßen: „Gesucht werden unter allen möglichen Wertekombinationen für die Grundgesamtheitsparameter diejenigen, für die die Wahrscheinlichkeit am größten ist, die realisierte Stichprobe erzeugt zu haben“.

Auf der *Maximum Likelihood*-Schätzung basiert auch das Pseudo-Bestimmtheitsmaß  $R^2$  (Pseudo- $R^2$ ). Dieses Maß gibt in logistischen Regressionen Aufschluss über die Qualität des geschätzten Modells. Zur Berechnung von Pseudo- $R^2$  verwendet STATA standardmäßig McFaddens  $R^2$  (vgl. Hilbe 2009: 245). Hierfür wird das Modell ohne Prädiktoren mit dem Modell verglichen, in dem alle unabhängigen Variablen enthalten sind. Das Verhältnis der

<sup>49</sup> Dabei treten negative Werte auf, wenn der *logit hazard* kleiner als 0,5 ist (vgl. Singer/ Willett 2003: 365).

Werte spiegelt den Grad der Verbesserung des vollständigen Modells gegenüber dem Nullmodell wider (vgl. Long/ Freese 2006). Die Werte des McFadden-R<sup>2</sup> liegen zwischen 0 und 1. Je höher der Wert, desto besser die Anpassung der Modelle, wobei ein Wert von 1 praktisch jedoch nie erreicht wird. Bei sehr geringen Unterschieden ist der Koeffizient 0.

In der zeitdiskreten Ereignisanalyse wird also in multivariaten Logitmodellen die Wahrscheinlichkeit des Eintretens des interessierenden Ereignisses in Abhängigkeit einer linearen Kombination mehrerer erklärender (zeitkonstanter sowie zeitveränderlicher) Variablen geschätzt (vgl. Allison 1984: 17). Nach Rabe-Hesketh/ Skrdal (2012: 755) lassen sich die zeitdiskreten *hazards* als vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten über folgendes logistisches Regressionsmodell schätzen, in das k-1 Dummy-Variablen ( $d_{si}$ ) für die beobachteten Zeitintervalle als Covariablen eingehen:

$$\text{logit}\{\Pr(y_{si} = 1 \mid d_{si})\} = \alpha_1 + \alpha_2 d_{2si} + \dots + \alpha_n d_{nsi} = \text{logit}\{\Pr(T_i = s \mid T_i \geq s, d_{si})\}$$

dabei gilt:  $\Pr(T_i = s \mid T_i \geq s, d_{si}) = h_{si}$

STATA verwendet das erste Jahr der Prozesszeit standardmäßig als Referenzkategorie. In obiges Modell lassen sich schrittweise zeitkonstante ( $x_i$ ) sowie zeitveränderliche ( $x_{si}$ ) Variablen zusätzlich aufnehmen, wodurch das Modell wie folgt erweitert wird (ebd.: 765):

$$\text{logit}\{\Pr(y_{si} = 1 \mid d_{si}, x_{si})\} = \alpha_1 + \alpha_2 d_{2si} + \dots + \alpha_n d_{nsi} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_n x_{nsi} + \dots + \beta_m x_{msi}$$

Der erste Teil der Gleichung  $\{\alpha_1 + \alpha_2 d_{2si} + \dots + \alpha_n d_{nsi}\}$  entspricht dem *baseline hazard*, also der konditionalen Übergangswahrscheinlichkeit, wenn alle Prädiktor-Variablen ( $x$ ) gleich 0 sind (vgl. Rabe-Hesketh/ Skrdal 2012: 758). Die oben beschriebenen Regressionsmodelle, die Dummy-Variablen für die einzelnen Intervalle des Beobachtungszeitraumes und substantielle Prädiktoren enthalten, können als semiparametrisch beschrieben werden (vgl. Rabe-Hesketh/Skrondal 2012: 758). Aufgrund der integrierten Dummy-Variablen für die Jahre müssen vorab keine Annahmen über die Form des *baseline hazard* getroffen werden, „*whereas the effects of covariates are assumed to be linear and additive on the logit scale*“ (ebd.).

### **AUFBEREITUNG DER DATEN FÜR VORLIEGENDE ANALYSE: WIE LANGE WIRD EINE ERWERBSKARRIERE BEOBACHTET?**

Für die multivariate Analyse wurde der Datensatz so aufbereitet, dass er der *person-year-form* entspricht. Die Untersuchungspopulation setzt sich aus Personen zusammen, die als Arbeitsmarkteinsteiger/innen in befristeten Vertragsverhältnissen beobachtet wurden. Die Prozesszeit beginnt zu dem Zeitpunkt, ab dem eine Person tatsächlich dem Risiko eines Wechsels in unbefristete Beschäftigung unterliegt: im Jahr *nach* dem beobachteten Arbeitsmarkteinstieg. Die Beobachtungsdauer umfasst alle Jahre, in denen die Befragten im Sample dem Arbeitsmarkt zur Verfügung stehen. Die Beobachtung wird entweder aufgrund mangelnder weiterer Daten beendet (d.h. wenn eine Person im Beobachtungszeitraum das interessierende Ereignis nicht erlebt) oder wenn eine Person selbstständig wird oder eine Ausbildung aufnimmt. Die Analyse wird auf abhängig Beschäftigte begrenzt, denn Selbstständige bewegen sich nicht als potentielle Arbeitnehmer/innen auf dem Arbeitsmarkt und unterliegen daher auch nicht dem Risiko, in ein dauerhaftes Arbeitsverhältnis zu wechseln. Unterscheidungen von Normalarbeitsverhältnissen und atypischen Beschäftigungsverhältnissen, die in vorliegender Untersuchung in den Blick genommen werden, machen sich an arbeitsrechtlichen Regelungen fest. Die Selbstständigen zeichnen sich durch eine große Vielfalt von Arbeitsbedingungen aus – gemein ist ihnen jedoch, dass es für sie keine Arbeitsverträge gibt. Daher kann auch die Unterscheidung zwischen gesicherten und ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen, wie sie hier zum Tragen kommt, nicht angewendet werden (vgl. Statistisches Bundesamt (Hg.) 2008: 6)<sup>50</sup>. Auch Auszubildende werden nicht in die Analyse einbezogen (vgl. Kapitel 5.3): Wenn eine Person nach ihrem identifizierten Arbeitsmarkteinstieg eine Ausbildung beginnt, die keine berufliche Fortbildung ist, wird diese Ausbildungsphase als Unterbrechung der Erwerbskarriere betrachtet. Wie bereits geschildert, wird ein Ausbildungsverhältnis nicht als Arbeitsverhältnis verstanden. Auszubildende sind per

---

<sup>50</sup> Die Information über eine vorliegende Selbstständigkeit ist im SOEP in mehreren Variablen enthalten, wobei die Angaben in den verschiedenen Variablen nicht in allen Fällen deckungsgleich sind. Um möglichst alle Selbstständigkeitsepisoden zu identifizieren, wurde die Zensurierung auf Basis von zwei Variablen (Originalvariablen *p0240* (Frist der derzeitigen Beschäftigung; Ausprägung „*trifft nicht zu, selbstständig*“) und *pgallbet* (Grobkategorien Betriebsgröße; Ausprägung „*trifft nicht zu, selbstständig*“) durchgeführt. Grenzfälle sind die sogenannten Scheinselbstständigen (z.B. Ich-AGs). Die Zunahme von neuen Formen der Selbstständigkeit im Zuge der Arbeitsmarktderegulierung (vgl. Keller/ Seifert 2009a: 41) kann im Rahmen vorliegender Arbeit jedoch nicht untersucht werden.



se immer befristet beschäftigt und unterliegen während der Dauer ihrer Ausbildung nicht dem Risiko eines Wechsels in unbefristete Beschäftigung. Erst nach dem Ende der Ausbildung werden neue Arbeitsverhältnisse begonnen – dann jedoch unter neuen Voraussetzungen. In vorliegender Analyse soll der Arbeitsmarkteinstieg fokussiert werden und die Effekte der erklärenden Variablen zum Zeitpunkt des Einstieges geschätzt werden. Im Sinne der Forschungsfrage wird die Beobachtung daher eingestellt, sobald eine Person ihre Erwerbskarriere unterbricht um eine Ausbildung aufzunehmen. Da die Zensierung beim Übergang in Selbstständigkeit und Ausbildung nur wenige Personen betrifft, verursacht sie nur einen geringen Informationsverlust. Zudem führt das Einstellen der Beobachtung nicht zu einer systematischen Exklusion von Fällen. Daher wurde die Zensierung als unproblematisch erachtet und durchgeführt.

**Im aufbereiteten *person-year*-Datensatz liegen für 969 Personen insgesamt 2.456 Jahresbeobachtungen vor. Von diesen 969 Personen erleben 629 einen Wechsel in unbefristete Beschäftigung, in 340 Fällen wird die Beobachtung eingestellt** (was mehrere Gründe haben kann, siehe oben). Diese Zusammenfassung des Datensets zeigt bereits: circa zwei Drittel der Personen im Sample schaffen den Übergang in eine Festanstellung.

Da die Untersuchungseinheiten für die Sterbetafelanalyse und die Survivorfunktionen *Personen* (und nicht, wie im *person-year*-Datensatz für die Schätzung von Logitmodellen, *Jahresbeobachtungen*) sind, wurde für die deskriptiven Analysen ein eigener, zusätzlicher Datensatz konstruiert, in dem pro Person nur eine Zeile vorhanden ist, die alle notwendigen Informationen über die Verweildauer im *risk set* und das Vorkommen eines Ereignisses enthält.

## 6. ERGEBNISSE

Im Folgenden werden die Ergebnisse der empirischen Analysen dargestellt und erläutert. Dabei wird in zwei Schritten vorgegangen: Zunächst werden die Ergebnisse deskriptiver Analysen präsentiert. Im Kapitel darauf werden die Resultate der zeitdiskreten ereignisanalytischen Modellschätzungen interpretiert und diskutiert.

### 6.1 Deskriptive Analyse

Zensierungen führen dazu, dass für deskriptive Analysen „*familiar statistical workhorses*“ (Singer/ Willett 2003: 325) wie das arithmetische Mittel oder die Standardabweichung ungeeignet sind. In Ereignisanalysen ist die Sterbetafel (*life table*) das grundlegende Instrument für die Beschreibung der Verteilung der abhängigen Variablen. Sie gehört zu den sogenannten „nichtparametrischen“ Verfahren, was bedeutet, dass keine Annahmen über die Verteilung der Wartezeiten gemacht werden (vgl. Stein/ Noack 2007: 21). Die Sterbetafel dient insbesondere dazu, Übergangsraten sowie Survivorfunktionen zu bestimmen, indem die Geschichte (die als Abfolge von Ereignissen verstanden wird (vgl. Allison 1982: 61)) der Befragungspersonen im Sample über die gesamte Prozesszeit „verfolgt“ wird. Die Ergebnisse der Sterbetafelschätzung sind in der folgenden Abbildung 5 dargestellt.

ABBILDUNG 5: STERBETAFEL ZUR BESCHREIBUNG DER ABHÄNGIGEN VARIABLEN

Jahr	Zeitintervall	Anzahl			Anteil der...	
		Risikomenge zu Beginn des Intervalls	Übergänge in unbefr. Beschäftigung im Verlauf des Intervalls	Zensierungen am Ende des Intervalls	Einsteiger, die im Intervall in unbefr. Besch. wechseln ( <i>Hazard</i> )	Einsteiger, die am Ende des Intervalls in der Risikomenge verbleiben ( <i>Survival</i> )
0	[0, 1)	969	–	–	–	1
1	[1, 2)	969	282	100	0,2910	0,7090
2	[2, 3)	587	160	91	0,2726	0,5157
3	[3, 4)	336	80	48	0,2381	0,3929
4	[4, 5)	208	46	31	0,2212	0,3060
5	[5, 6)	131	17	25	0,1298	0,2663
6	[6, 7)	89	20	13	0,2247	0,2065
7	[7, 8)	56	8	6	0,1429	0,1770
8	[8, 9)	42	10	9	0,2381	0,1348
9	[9, 10)	23	4	4	0,1739	0,1114
10	[10, 11)	15	2	13	0,1333	0,0965

Daten: SOEP v27.1, 2012, Wellen 1990(G) - 2010(BA); eigene Berechnungen  
Darstellung in Anlehnung an Singer/ Willett 2003: 327

Obige Sterbetafel unterteilt die Prozesszeit in Intervalle. Aufgrund der Panelstruktur der verwendeten Daten entsprechen diese (Personen-)Jahren. Ein Intervall ist definiert als Periode, die vom Zeitpunkt der einen Panelwelle bis zur nächsten Erhebung ein Jahr später dauert. Jedes Ereignis, das zwischen zwei Befragungszeitpunkten liegt, wird als Ereignis in diesem Intervall bzw. Jahr klassifiziert (vgl. Singer/ Willett 2003: 328). *Spalte 2* präzisiert die Unterteilung in Zeiteinheiten, indem gezeigt wird, dass jedes Intervall mit der Jahreszahl (siehe *Spalte 1*) als Untergrenze beginnt und unmittelbar vor der nächsten Jahresgrenze endet: Die Startzeit des Intervalls ist inbegriffen, die Endzeit nicht, denn sie bildet die Startzeit des nächsten Intervalls. Von Bedeutung sind vor allem die in der Sterbetafel enthaltenen Informationen über die Anzahl von Personen, die in jedem Intervall zur Risikomenge gehören (*Spalte 3*), die Anzahl derer, die in den einzelnen Intervallen einen Übergang in unbefristete Beschäftigung haben (*Spalte 4*) und die Anzahl der Personen, die am Ende eines jeden Intervalls zensiert werden (*Spalte 5*). Außerdem gibt die Sterbetafel Auskunft über die Übergangswahrscheinlichkeit (*Hazard*, *Spalte 6*) und die Überlebenswahrscheinlichkeit in

ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen (*Survival*, Spalte 7). Als Ganzes beschreibt Abbildung 5 die Verteilung der Ereignisse über die Zeit.

Da in dem Jahr, in dem die Befragten erstmals als befristet beschäftigte Arbeitsmarkteinsteiger/innen beobachtet werden, *kein* Individuum dem Risiko eines Wechsels in unbefristete Beschäftigung unterliegt, beginnt die Analysezeit – wie bereits erläutert – im ersten Jahr *nach* dem beobachteten Arbeitsmarkteinstieg. Ab diesem Zeitpunkt wird das *risk set* im Verlauf der Prozesszeit angepasst: Am Ende jedes folgenden Intervalls<sup>51</sup> reduziert sich die Anzahl der Personen in der Risikomenge um all diejenigen, die in diesem Intervall das interessierende Ereignis oder eine Zensierung haben. Zu Beginn von Intervall 1 befinden sich alle 969 befristet beschäftigten Arbeitsmarkteinsteiger/innen in der Risikomenge, am Ende dieses Intervalls haben 282 Personen den Wechsel in unbefristete Beschäftigung erlebt, 100 werden zensiert. Dies führt dazu, dass im Intervall 2 noch 587 Personen in der Risikomenge sind, von denen wiederum 160 ein Ereignis haben und 91 zensiert werden. Am Ende des dritten Intervalls der Analysezeit ist das *risk set* mehr als halbiert, nur noch 336 von ursprünglich 969 Personen unterliegen am Ende dieses Jahres noch dem Risiko eines Wechsels in unbefristete Beschäftigung, im sechsten Intervall sind es noch weniger als 100 Personen. 15 Befragte gehören auch nach Ablauf von zehn Jahren nach Beginn der Prozesszeit noch zur Risikopopulation. In den späteren Jahren gibt es keine Ereignisse mehr, sondern nur noch Zensierungen. Auf Basis der Stichprobe können insgesamt in 10 Zeitintervallen Übergänge in unbefristete Beschäftigung beobachtet werden. In die multivariaten Logitmodelle können nur Intervalle eingehen, in denen Ereignisse beobachtet sind. Daher wird für alle Personen die Beobachtung nach dem Intervall [10, 11) eingestellt.

Insgesamt erleben im Beobachtungszeitraum 629 Personen den Wechsel in Festanstellung – das sind immerhin zwei Drittel der Untersuchungspopulation. Die Verteilung der Ereignisse zeigt, dass die realen Verweildauern in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen in den meisten Fällen nur wenige Jahre umfassen. Um die zentrale Tendenz zu veranschaulichen, kann der Median der Überlebensdauer (*median lifetime*) verwendet werden. Die geschätzte *median lifetime* identifiziert den Wert, bei dem die Survivorfunktion die 0,5-Grenze unterschreitet: „*It is the point in time by which we estimate the half of*

---

<sup>51</sup> In zeitdiskreten Ereignisanalysen liegt stets die Annahme zugrunde, dass Ereignisse oder Zensierungen am Ende eines jeden Intervalls  $j$  erfolgen.

*the sample has experienced the target event, half has not*” (Singer/ Willett 2003: 337). Aufgrund der zeitdiskreten Messung liegt der gesuchte Wert allerdings im einen Intervall über der 0,5-Grenze und im nächsten darunter. Aus diesem Grund wird der Median der Überlebensdauer über die Methode der Interpolation errechnet (vgl. ebd.: 338). Folgt man dieser Methode, ergibt sich für vorliegende Stichprobe ein Median von 3,13 Jahren. Dies bedeutet, dass die Hälfte der Risikopopulation wenig mehr als drei Jahre braucht um in unbefristete Beschäftigung zu wechseln<sup>52</sup>. Die *median lifetime* identifiziert allerdings nichts weiter als eine „durchschnittliche“ Verweildauer in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen. Sie sagt nichts über die Verteilung der Ereignisse über die Prozesszeit aus oder darüber, in welchem Intervall die größte Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel in unbefristete Beschäftigung besteht (vgl. Singer/ Willett 2003: 345f.).

Die Übergangswahrscheinlichkeit ist mit einem *hazard* von 0,2910 im Intervall [1, 2) am höchsten (*Spalte 6*): 29 Prozent der Befragten in der Untersuchungspopulation haben ein Jahr nach Beginn der Prozesszeit den Wechsel in ein dauerhaftes Vertragsverhältnis erlebt, 71 Prozent verweilen in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen. Während der Anteil der Arbeitsmarkteinsteiger/innen, die in der Risikomenge verbleiben (*Spalte 7*) monoton sinkt, kann auf Basis der Sterbetafel festgestellt werden, dass die Übergangsrate als zeitlich lokales Konzept schwankt: Während sie in den Intervallen 1 bis 5 sinkt, liegt ihr Wert im sechsten Jahr der Prozesszeit wieder über dem des fünften Jahres.

Die auf Basis der Sterbetafel gewonnenen Erkenntnisse verdeutlichen, dass viele Personen ihr Ereignis zur gleichen Zeit haben (*ties*) und es insgesamt nur relativ wenige Zeitpunkte gibt, zu denen überhaupt Ereignisse und Zensierungen stattfinden. Dies bekräftigt die Entscheidung für zeitdiskrete Modelle (vgl. u.a. Rabe-Hesketh/ Skrondal 2012: 749). Die Entwicklung der Ereignisse über die Zeit zeigt, dass eine gewisse Varianz der Verweildauern im Sample aber durchaus vorhanden ist<sup>53</sup>. Anhand eines Vergleiches von Subgruppen soll nun

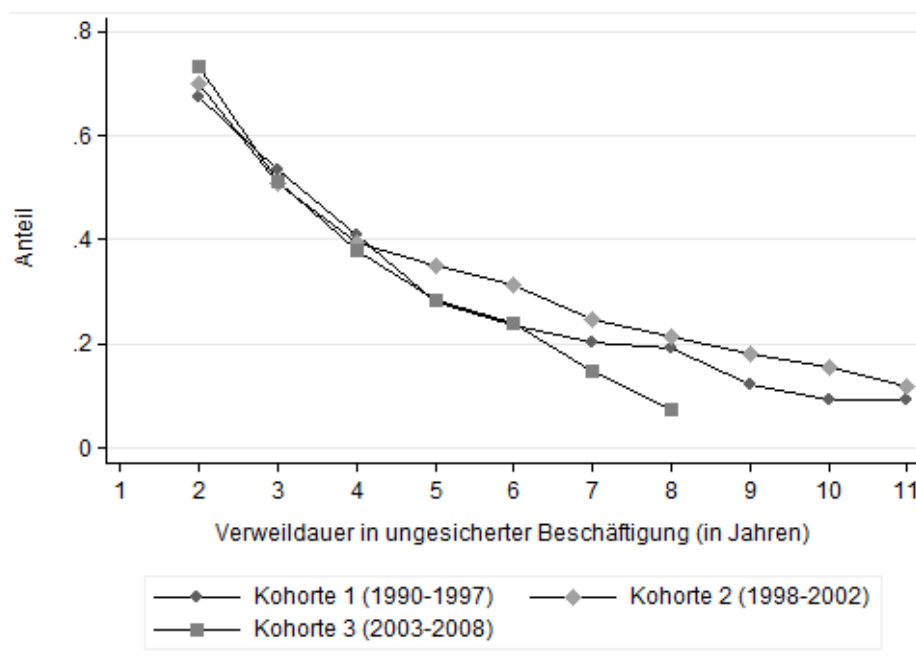
---

<sup>52</sup> Bei der Interpretation der absoluten Werte ist jedoch Vorsicht geboten, da die verwendeten Daten nicht gewichtet sind.

<sup>53</sup> Eine Befristung ohne Sachgrund kann nach geltendem Recht maximal zwei Jahre lang dauern. Daher kann davon ausgegangen werden, dass Personen, die länger als zwei Jahre als befristet beschäftigt beobachtet werden, entweder aufgrund eines vorliegenden Sachgrundes mehr als zwei Jahre im gleichen befristeten Vertrag angestellt sind, oder aber ein Wechsel der Arbeitsstelle erfolgt ist (der aufgrund des Vorbeschäftigungsverbotens auch ein Arbeitgeberwechsel sein muss). Für die rechtlichen Rahmenbedingungen befristeter Beschäftigung siehe Kapitel 4.1.

mithilfe von Survivorfunktionen versucht werden, einen ersten Überblick über mögliche Erklärungsfaktoren zu gewinnen. Deskriptiv soll zunächst geprüft werden, ob ein Trend hin zu längeren Verweildauern in ungesicherter Beschäftigung vorliegt, je später im Verlauf des Untersuchungszeitraumes die Befragten in den Arbeitsmarkt eingestiegen sind. Deshalb werden entsprechend der beschriebenen Deregulierungsphasen drei Arbeitsmarkteinsteigskohorten unterschieden (vgl. Kapitel 5.3). Dabei umfasst Kohorte 1 die Jahre 1990-1997 und Kohorte zwei 1998-2002. Kohorte drei erstreckt sich über die Jahre 2003-2008. Die folgende Abbildung 6 zeigt die Verweildauern dieser drei Kohorten in unbefristeten Beschäftigungsverhältnissen.

**ABBILDUNG 6: SURVIVORFUNKTIONEN DER VERWEILDAUERN DREIER ARBEITSMARKTEINSTIEGSKOHORTEN IN UNGESICHERTEN BESCHÄFTIGUNGSVERHÄLTNISSEN**

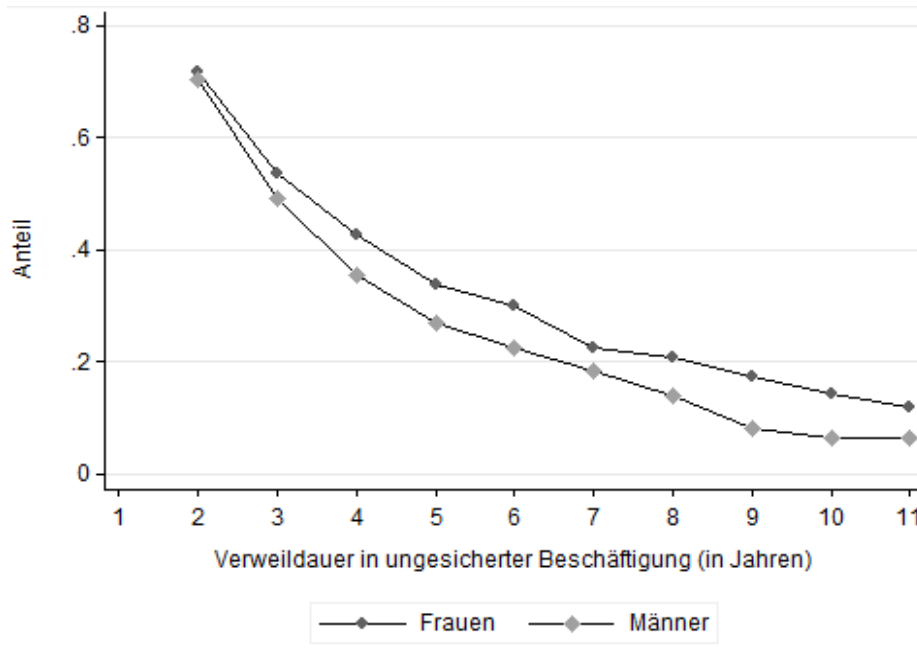


Daten: SOEP v27.1, 2012, Wellen 1990(G) - 2010(BA); eigene Berechnungen

Die Survivorfunktionen der drei Arbeitsmarkteinstiegskohorten unterscheiden sich bis zum Beginn des Intervalls [4, 5) kaum, sie überschneiden sich deutlich. Danach jedoch liegt die Funktion der zweiten Kohorte über der der ersten und der dritten. Dies bedeutet, dass diejenigen Befragten, die zwischen 1998 und 2002 in den Arbeitsmarkt eingestiegen sind ab diesem Intervall die längsten Verweildauern in ungesicherter Beschäftigung haben. Im Intervall 5 sind allerdings schon nur noch 26 Prozent der 969 Befragten im *risk set* – die Fallzahlen sind daher sehr gering. Außerdem fällt auf, dass die Funktion der Kohorte 3 nach acht Jahren abbricht, was daran liegt, dass die letzte verwendete Welle des SOEP das Jahr 2010 ist. Für Einsteiger/innen der dritten Kohorte (2003-2008) können folglich maximal acht Jahre beobachtet werden – sofern die Befragten im Jahr 2003 eingestiegen sind. Diejenigen, die ihre Erwerbskarriere erst im Jahr 2008 begannen, können also maximal noch zwei weitere Jahre lang beobachtet werden. Insgesamt zeigt sich, dass der Bereich, in dem relativ hohe Übergangsraten zu erwarten sind, relativ schmal ist und nur die ersten vier Jahre der Erwerbskarrieren umfasst. Alle drei Kohorten weisen einen ähnlichen Median auf, der jeweils bei circa drei Jahren Verweildauer liegt.

Ein Anstieg der Verweildauern über die Zeit hinweg lässt sich anhand der Stichprobe deskriptiv nicht nachweisen, denn aus den Survivorfunktionen für die drei Arbeitsmarkteinstiegskohorten ist kein Hinweis darauf erkenntlich, dass Arbeitsmarkteinsteiger/innen zunehmend länger brauchen um in unbefristete Beschäftigung zu wechseln, je später im Untersuchungszeitraum sie in den Arbeitsmarkt eingestiegen sind. Deutlicher werden die Unterschiede in den Überlebensfunktionen, wenn die Verweildauern für Männer und Frauen getrennt betrachtet werden, wie die folgende Abbildung 7 zeigt.

ABBILDUNG 7: SURVIVORFUNKTIONEN DER VERWEILDAUERN IN UNGESICHERTER BESCHÄFTIGUNG VON MÄNNERN UND FRAUEN



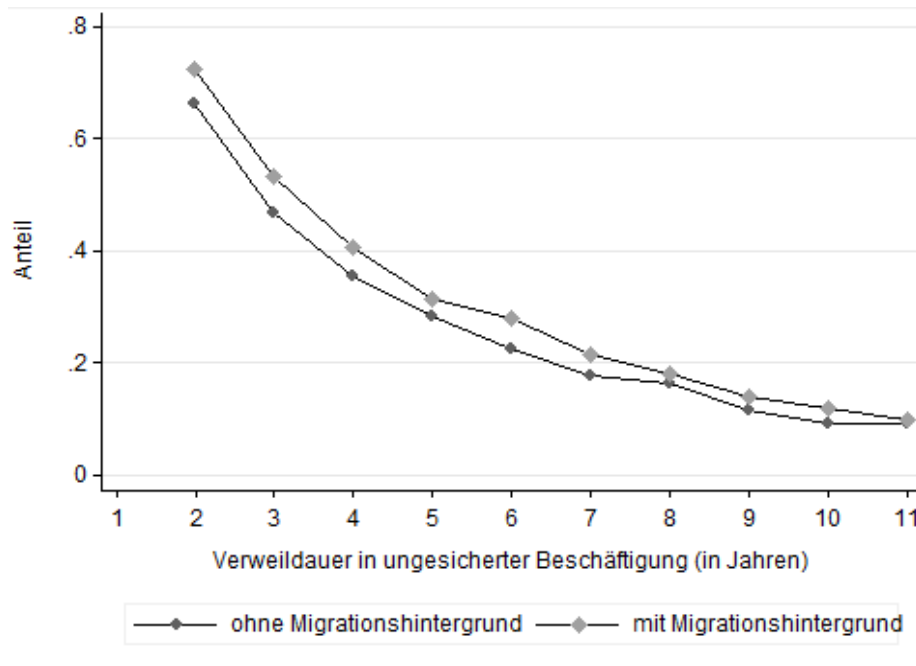
Daten: SOEP v27.1, 2012, Wellen 1990(G) - 2010(BA); eigene Berechnungen

Die Survivorfunktion der Männer liegt über den gesamten Prozesszeitraum hinweg unter der der Frauen. Dies bedeutet, dass Männer im Untersuchungszeitraum (1990-2010) im Schnitt rascher in unbefristete Beschäftigungsverhältnisse wechseln als Frauen. Dies könnte als Hinweis darauf gedeutet werden, dass das Geschlecht beim Übergang in unbefristete Beschäftigung eine Rolle spielt. Da sich die Survivorfunktionen nicht überschneiden, konnte ein Log-Rang-Test (engl.: *log-rank test*) auf Gleichheit der Survivorfunktionen durchgeführt werden. Dies ist ein Test, der dem Vergleich der Überlebensraten von zwei oder mehr Subgruppen dient. Die Log-Rang-Teststatistik überprüft die Nullhypothese, nach der *keine* Unterschiede zwischen den (unverbundenen) Subgruppen bestehen. Das Ergebnis des Tests ( $Pr > \chi^2 = 0,0327$ ) zeigt, dass die Nullhypothese auf einem Signifikanzniveau von 95 Prozent abgelehnt werden kann und ein statistisch signifikanter Unterschied zwischen den Überlebensraten von Männern und Frauen in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen besteht. Auch die nach der Methode der Interpolation (siehe oben) berechneten *median lifetimes* der Geschlechter unterscheiden sich (Männer: 2,97 Jahre, Frauen: 3,34 Jahre). Der folgende



Vergleich von Befragten mit und ohne Migrationshintergrund<sup>54</sup> zeigt, dass Ähnliches auch für den Migrationsstatus gilt (siehe Abbildung 8).

**ABBILDUNG 8: SURVIVORFUNKTIONEN DER VERWEILDAUERN IN UNGESICHERTEN BESCHÄFTIGUNGSVERHÄLTNISSEN VON BEFRAGTEN MIT UND OHNE MIGRATIONS Hintergrund**



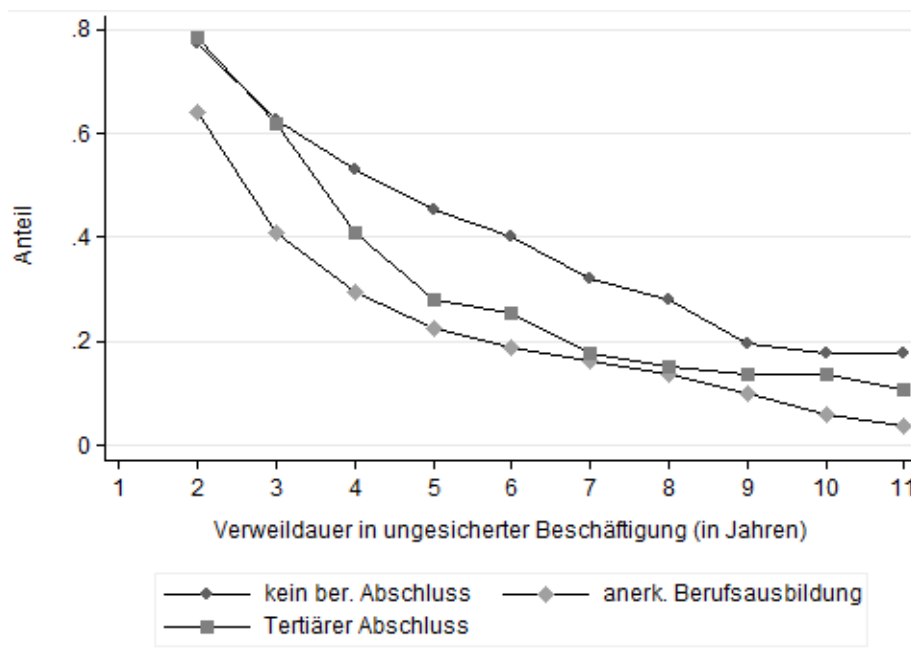
Daten: SOEP v27.1, 2012, Wellen 1990(G) - 2010(BA); eigene Berechnungen

Die Verweildauern von Befragten mit Migrationshintergrund liegen über die gesamte Prozesszeit hinweg über den Verweildauern der Personen ohne Migrationshintergrund, was bedeutet, dass in der Stichprobe Autochthone rascher in unbefristete Beschäftigung wechseln als Befragte mit Migrationshintergrund. Der Abstand zwischen den Funktionen der Personen mit und ohne Migrationshintergrund ist sichtbar geringer als der zwischen den Kurven der Geschlechter (vgl. Abbildung 7). Der Log-Rang-Test wird auch nur auf einem Niveau von 90 Prozent signifikant, gerundet wäre der Werte jedoch auch auf diesem Niveau nicht statistisch belastbar ( $Pr > \chi^2 = 0.0972$ ).

<sup>54</sup> Für die Definition von Migrationshintergrund im SOEP siehe Kapitel 5.3.

Auch das formale Qualifikationsniveau könnte die Verweildauer in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen beeinflussen, darauf gibt die nächste Abbildung Hinweise. Die neun ursprünglichen Kategorien der CASMIN-Klassifikation wurden recodiert und die Arbeitnehmer/innen hinsichtlich ihrer (beruflichen) Bildungsabschlüsse, die sie zum Zeitpunkt des Arbeitsmarkteinstieges erworben hatten, zu drei Kategorien zusammengefasst. In folgender Abbildung 9 werden die Überlebensraten der Befragten ohne anerkannten beruflichen Abschluss, mit einer anerkannten Berufsausbildung und mit tertiären Bildungsabschlüssen verglichen.

ABBILDUNG 9: SURVIVORFUNKTIONEN DER VERWEILDAUERN IN UNGESICHERTEN BESCHÄFTIGUNGSVERHÄLTNISSEN NACH FORMALEM QUALIFIKATIONSNIVEAU (IN ANLEHNUNG AN CASMIN-KLASSIFIKATION)



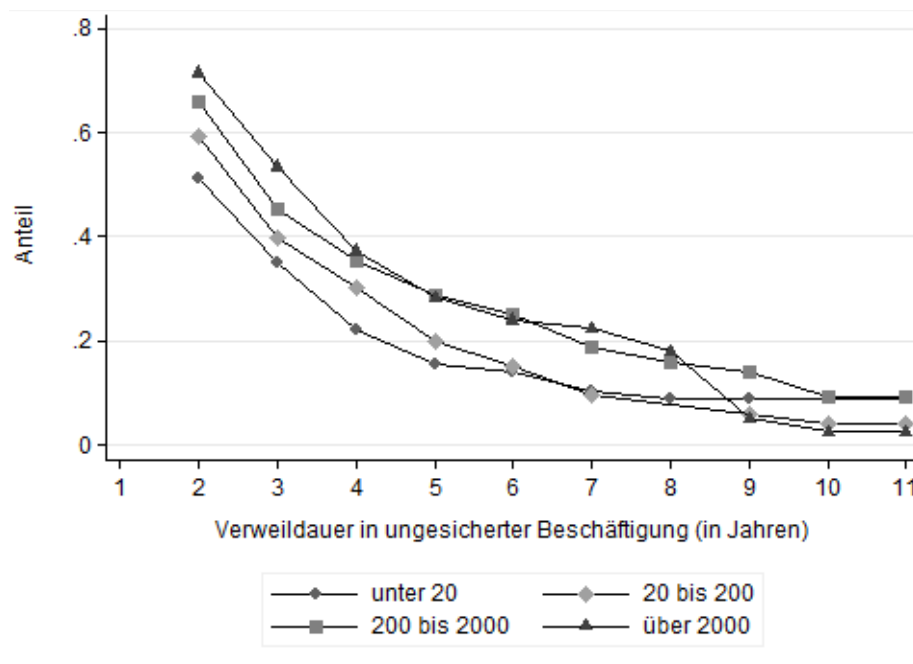
Daten: SOEP v27.1, 2012, Wellen 1990(G) - 2010(BA); eigene Berechnungen

Befragte mit einer anerkannten Berufsausbildung haben im Schnitt über den Beobachtungszeitraum hinweg die kürzesten Verweildauern in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen, während Befragte ohne berufsqualifizierenden Abschluss die längsten Verweildauern aufweisen. Die *median lifetime* für die Gruppe der Geringqualifizierten

liegt mit 4,4 Jahren deutlich über dem der anderen beiden Subgruppen (Personen mit anerkannter Berufsausbildung: 3,56 Jahre; Personen mit tertiärem Abschluss: 2,6 Jahre). Die Kurve der Befragten mit tertiärem Bildungsabschluss liegt über die gesamte Prozesszeit hinweg über der von Personen mit einer anerkannten Berufsausbildung. Dies könnte daran liegen, dass Personen mit einer Fachhochschul- oder Hochschulausbildung zu Beginn ihrer Erwerbskarrieren häufig in Bereichen arbeiten, in denen es einen relativ hohen Anteil von befristeten Stellen gibt (z.B. in der Wissenschaft). Befragte mit tertiären Bildungsabschlüssen wechseln jedoch rascher in unbefristete Beschäftigungsverhältnisse als Personen ohne anerkannte Berufsausbildung. Da sich die Kurven nicht überschneiden, konnte auch für diese Subgruppen ein Log-Rang-Test auf Gleichheit der Survivorfunktionen durchgeführt werden. Dieser ergibt, dass sich die Funktionen statistisch höchst signifikant voneinander unterscheiden ( $Pr > \chi^2 = 0.0000$ ). Das deutet darauf hin, dass das (Berufs-)Bildungsniveau einen statistisch signifikanten Effekt auf die Wahrscheinlichkeit eines rasch erfolgenden Übergangs in Festanstellung hat.

Folgende Abbildung vergleicht die Überlebensraten der Personen im Sample nach der Größe des Betriebes, in dem sie zu Beginn der Prozesszeit angestellt waren.

**ABBILDUNG 10: SURVIVORFUNKTIONEN DER VERWEILDAUERN IN UNGESICHERTEN BESCHÄFTIGUNGSVERHÄLTNISSEN NACH GRÖÖE DES BETRIEBES, IN DEM DIE BEFRAGTEN ZU BEGINN DER PROZESSZEIT ANGESTELLT SIND (ANZAHL DER MITARBEITER/INNEN)**



Daten: SOEP v27.1, 2012, Wellen 1990(G) - 2010(BA); eigene Berechnungen

Deutlich sichtbar ist, dass sich die Funktionen überschneiden, ein Log-Rang-Test ist daher nicht möglich – aber auch durch visuelle Inspektion ist ersichtlich, dass sich die Funktionen der vier Subgruppen nicht deutlich unterscheiden. Allerdings geht die Betriebsgröße in die multivariaten Modelle als zeitveränderliche unabhängige Variable ein. Ob die Betriebsgröße einen Einfluss auf die Übergangswahrscheinlichkeit hat, wird sich im nächsten Kapitel zeigen.

## **6.2 Analytische Auswertung der multivariaten Modellschätzungen & Diskussion der Ergebnisse**

Während im vorigen Kapitel die Verteilung der Übergänge in unbefristete Beschäftigung für die gesamte Untersuchungspopulation, aber auch für Subgruppen beschrieben wurde, soll nun der Frage nachgegangen werden, welche Faktoren den Übergang in unbefristete Beschäftigung beeinflussen und wie sich dieser Einfluss gestaltet. Im Folgenden werden die in Kapitel 4.3 entworfenen Hypothesen formal-statistisch überprüft. Im Rahmen einer zeitdiskreten Ereignisanalyse geschieht dies – wie bereits geschildert – mittels binärlogistischer Regressionsschätzungen (vgl. Kapitel 5.4), die (im Fall der vorliegenden Untersuchung) den Übergang in unbefristete Anstellung und den Verbleib in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen kontrastieren. Regressionsmodelle für zeitdiskrete Ereignisanalysen sind über den zeitdiskreten *hazard* spezifiziert. Bedingung für die Schätzung der Wahrscheinlichkeit eines Übergangs in einem bestimmten Jahr ist dabei stets, dass das Ereignis in keinem vorangegangenen Intervall eingetreten ist (vgl. Singer/ Willett 2003: 364; siehe auch Definition des zeitdiskreten *hazard* in Kapitel 5.4). Insgesamt werden vier Modelle berechnet, die ineinander genestet sind. Dies bedeutet, dass das vorhergehende Modell jeweils im Folgemodell enthalten ist, während zusätzlich weitere erklärende Faktoren in die Analyse aufgenommen werden. Dieses schrittweise Vorgehen ermöglicht die Identifizierung von Veränderungen der geschätzten Parameter durch die Aufnahme neuer Variablen.

### **WIE WIRD VORGEANGEN?**

In **Modell 1** werden die Übergangsraten in unbefristete Beschäftigung lediglich auf Basis von Dummy-Variablen analysiert, die die einzelnen Zeitintervalle abbilden. Ziel der Analyse ist es jedoch, die Effekte von unabhängigen Faktoren auf die Übergangswahrscheinlichkeit zu schätzen. Daher werden in die Folgemodelle sukzessive zusätzliche Variablen aufgenommen, von denen auf Basis der erläuterten theoretischen Überlegungen angenommen wird, dass sie einen Einfluss auf die Verweildauer in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen haben. **Modell 2** enthält neben den Dummy-Variablen, die die Zeitintervalle abbilden, Dummy-Variablen für die Arbeitsmarkteinstiegskohorten. In **Modell 3** werden zusätzlich die weiteren zeitkonstanten

und zeitveränderlichen unabhängigen Variablen integriert<sup>55</sup>. In den ersten drei Modellen liegt der Fokus ausschließlich auf den individuellen und arbeitsplatzspezifischen Merkmalen. Dies ändert sich in **Modell 4**. Darin wird die Analyse durch die Aufnahme der Kontrollvariablen vervollständigt<sup>56</sup>. Ziel dieses Vorgehens ist es, zu testen, ob sich die in den Hypothesen geschilderten Zusammenhänge statistisch nachweisen lassen, wenn andere potentielle Einflussfaktoren (die als sogenannte *Kontrollvariablen* in die Analyse eingehen) kontrolliert werden.

Die Ergebnisse der multivariaten Modellschätzungen sind in der folgenden Abbildung 11 dargestellt. Darin sind die von STATA ausgegebenen *logit*-Koeffizienten der geschätzten Regressionsgleichungen ausgewiesen, die im anschließenden Text jedoch auch transformiert und als Chancenverhältnis (*odds ratio*) bzw. Wahrscheinlichkeiten (hier: zeitdiskrete *hazards*) berichtet werden. Für die signifikanten Koeffizienten wird die *odds ratio* auch direkt in der Abbildung angegeben. Bei der Interpretation der Ergebnisse wird vor allem auf diejenigen Werte detaillierter Bezug genommen, die für das Ziel der Untersuchung inhaltlich von Relevanz sind.

---

<sup>55</sup> Hinzu kommen: Geschlecht, Migrationshintergrund, (Berufs-)Bildungsniveau und Betriebsgröße.

<sup>56</sup> Als Kontrollvariablen gehen in die Analyse ein: Anstellung im öffentlichen Dienst (ja/nein), regionale Arbeitslosenquote auf Ebene der Bundesländer, Veränderung des Bruttoinlandsproduktes, Alter, Region sowie Informationen über registrierte Arbeitslosigkeit.

Kapitel 6.2: Analytische Auswertung der multivariaten Modellschätzungen & Diskussion der Ergebnisse

ABBILDUNG 11: LOGISTISCHE REGRESSION: DETERMINANTEN DER ÜBERGANGSWAHRSCHEINLICHKEIT BEFRISTET BESCHÄFTIGTER ARBEITSMARKTEINSTEIGER/INNEN IN UNBEFRISTETE ANSTELLUNG

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
<b>Dummy-Variablen für die einzelnen Jahre des Analysezeitraumes</b> (Referenz: Jahr 1)				
Jahr 2	-0,09 (0,12)	-0,09 (0,12)	0,06 (0,14)	0,08 (0,14)
Jahr 3	-0,27* [or 0,76] (0,15)	-0,27* [or 0,76] (0,15)	0,13 (0,17)	0,16 (0,18)
Jahr 4	-0,37** [or 0,7] (0,18)	-0,36** [or 0,7] (0,18)	0,13 (0,21)	0,18 (0,23)
Jahr 5	-1,01*** [or 0,36] (0,27)	-1,0*** [or 0,37] (0,27)	-0,5* [or 0,6] (0,3)	-0,45 (0,32)
Jahr 6	-0,35 (0,26)	-0,32 (0,27)	0,13 (0,32)	0,13 (0,34)
Jahr 7	-0,90** [or 0,41] (0,39)	-0,87** [or 0,42] (0,4)	-0,3 (0,43)	-0,24 (0,45)
Jahr 8	-0,27 (0,37)	-0,24 (0,37)	-0,12 (0,41)	-0,1 (0,44)
Jahr 9	-0,67 (0,55)	-0,63 (0,56)	-0,45 (0,61)	-0,6 (0,65)
Jahr 10	-0,98 (0,76)	-0,95 (0,76)	-1,61 (1,06)	-1,6 (1,08)
<b>Arbeitsmarkteinstiegskohorte</b> (Referenz: Einstiegskohorte 1 (1990-1997))				
Einstiegskohorte 2 (1998-2002)		-0,1 (0,12)	-0,09 (0,14)	-0,5 (0,15)
Einstiegskohorte 3 (2003-2008)		0,01 (0,12)	-0,14 (0,14)	-0,29* [or 0,75] (0,15)
<b>(Berufs-)Bildungsniveau nach CASMIN</b> (Referenz: Beruflicher Bildungsabschluss)				
kein anerkannter beruflicher Abschluss			-0,69*** [or 0,5] (0,14)	-0,69*** [or 0,5] (0,14)
Tertiärer Abschluss			-0,73*** [or 0,48] (0,14)	-0,52*** [or 0,59] (0,16)
<b>Geschlecht</b> (Referenz: männlich)				
weiblich			-0,17 (0,11)	-0,06 (0,11)
<b>Migrationshintergrund</b> (Referenz: kein Migrationshintergrund)				
Migrationshintergrund vorhanden			0,3** [or 1,4] (0,13)	0,08 (0,14)

... Fortsetzung auf nächster Seite

Kapitel 6.2: Analytische Auswertung der multivariaten Modellschätzungen & Diskussion der Ergebnisse

... Fortsetzung Abbildung 11

	<b>Modell 1</b>	<b>Modell 2</b>	<b>Modell 3</b>	<b>Modell 4</b>
<b>Betriebsgröße (Anzahl der Mitarbeiter/innen) (Referenz: unter 20)</b>				
20 bis unter 200			-0,09 (0,15)	0,07 (0,15)
200 bis unter 2000			-0,35** [or 0,7] (0,16)	-0,17 (0,17)
über 2000			-0,66*** [or 0,52] (0,16)	-0,27 (0,17)
<b>Kontrollvariablen</b>				
Anstellung (aktuell) im Öffentlichen Dienst (Referenz: nein)				
ja				-1,01*** [or 0,36] (0,14)
Regionale Arbeitslosenquote				
				-0,06** [or 0,95] (0,03)
Veränderung des BIP				
				0,05* [or 1,04] (0,03)
Alter				
				0,01 (0,02)
Region (Referenz: Westdeutschland)				
Ost-Deutschland				0,37 (0,26)
aktuell arbeitslos gemeldet (Referenz: nein)				
ja				-0,7 (0,51)
<b>Konstante</b>	-0,89*** (0,07)	-0,86*** (0,11)	0,2 (0,19)	0,72 (0,47)
<b>Anzahl Beob. (N)</b>	2456	2456	1580	1560
<b>Log likelihood</b>	-1383,072	-1382,4834	-991,32266	-943,9368
<b>Pseudo-R2 (McFadden)</b>	0,0102	0,0106	0,0415	0,0762

Anmerkungen: Datenbasis: SOEP v27.1, 2012, Wellen 1990 (G) - 2010 (BA); eigene Berechnungen.

**Logistische Regression.** Signifikanzniveau: \*:  $p \leq 0,1$ ; \*\*:  $p \leq 0,05$ ; \*\*\*:  $p \leq 0,01$

Dargestellt sind die *logit*-Koeffizienten (*log odds*) sowie darunter die Standardfehler in Klammern; hinter den signifikanten Koeffizienten wird zusätzlich die [*odds ratio*] angegeben.



## INTERPRETATION DER KOEFFIZIENTEN

Wie im Methodenteil (vgl. Kapitel 5.4) erläutert, lassen sich die in obiger Abbildung dargestellten logarithmierten Chancenverhältnisse (*log odds* bzw. hier: *logit hazards*) nicht anschaulich interpretieren. Um die substantielle Bedeutung der Effekte der einzelnen Prädiktoren auf die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs in unbefristete Beschäftigung in einem bestimmten Beobachtungsintervall abzuschätzen, werden daher zwei Transformationen vorgenommen: Zum einen werden die *log odds* exponiert. Diese mathematische Operation macht die Logarithmierung rückgängig und transformiert die logarithmierten Chancen (*log odds*) in Chancen (*odds*<sup>57</sup>), die für die signifikanten Koeffizienten in obiger Tabelle zusätzlich berichtet werden. Berechnet wird dabei jeweils die *odds ratio*, also das Verhältnis der Chancen zweier Gruppen – der Gruppe, deren Parameter in Abbildung 11 ausgewiesen ist, und der Gruppe, die die Referenzkategorie bildet (vgl. Singer/ Willett 2003: 388). Zum anderen werden die *log odds* aber auch direkt in Wahrscheinlichkeiten (*hazards*) umgerechnet. Dies geschieht durch die Umkehr der *logit*-Transformation, indem die Inverse des *logit*-Koeffizienten gebildet wird<sup>58</sup> (vgl. Rabe-Hesketh/ Skrondal 2012: 761).

In **Modell 1** gehen k-1 Dummy-Variablen für die einzelnen Jahre als Kovariaten ein. Mit dem ersten Modell wird folglich nur festgestellt, wie sich die durchschnittliche Übergangswahrscheinlichkeit (in der Literatur als „*population-averaged or marginal hazard*“ (Rabe-Hesketh/ Skrondal 2012: 758) bezeichnet) in unbefristete Beschäftigung über die Analysezeit hinweg entwickelt. Das erste Jahr der Beobachtung bildet die Referenzkategorie. Betrachtet man die Koeffizienten, so fällt zunächst auf, dass alle ein negatives Vorzeichen aufweisen. Dies ist immer dann der Fall, wenn die *hazard rate* unter 0,5 liegt. Negative Vorzeichen signalisieren eine Verringerung des Risikos des Ereigniseintritts, positive Vorzeichen deuten auf eine Erhöhung des Risikos hin (vgl. Singer/Willett 2003: 388). Die in Kapitel 6.1 präsentierte Sterbetafel (vgl. Abbildung 5) bestätigt dies: In keinem einzigen Jahr der Beobachtung ist der

---

<sup>57</sup> Ergänzt man den *logit*-Befehl in STATA um die Option `[, or]` so gibt das Programm direkt für jede Prädiktor-Variable die *odds ratio* anstelle von *log odds* aus. Die in Abbildung 11 ausgewiesenen *log odds* bieten alle Informationen, die zur Berechnung von Chancenverhältnissen und Wahrscheinlichkeiten notwendig sind, lassen sich jedoch selbst aus der *odds ratio* nicht einfach herleiten. Daher wurden für die Darstellung der Ergebnisse *logit*-Koeffizienten und nicht *odds ratios* ausgewählt, obwohl *log odds* an sich wenig aussagekräftig sind.

<sup>58</sup> Die Umrechnung der *log odds* in Wahrscheinlichkeiten wird jeweils in STATA mit dem Operator `invlogit()` durchgeführt. Dieser Befehl re-transformiert die *logit*-Koeffizienten folgendermaßen:  $\text{invlogit}(lo) = \exp(lo) / \{1 + \exp(lo)\}$ , wobei *lo* die von STATA ausgegebenen *log odds* bezeichnet (vgl. Abbildung 4 in Kapitel 5.4).

*hazard* größer als 0,5. In Bezug auf das abzuschätzende Risiko des Ereigniseintritts liegt der Interpretation von negativen *logit hazards* die gleiche Logik zugrunde wie bei positiven Vorzeichen: Je höher der Wert (bei negativen Koeffizienten: Je näher der Wert an Null liegt), desto höher ist das Risiko eines Übergangs (vgl. Singer/ Willett 2003: 365).

Werden die *log odds* in interpretierbare Chancenverhältnisse umgerechnet, so zeigt sich, dass alle Jahre Werte unter 1 annehmen<sup>59</sup>. Dies bedeutet, dass die Chancen eines Wechsels in unbefristete Beschäftigung in allen Folgejahren geringer sind als im ersten Intervall des Beobachtungszeitraumes.

Ein detaillierterer Blick auf das Modell zeigt, dass nur die Koeffizienten der Jahre 3, 4, 5 und 7 signifikant sind. Dies bedeutet, dass sich statistisch nur für diese vier Beobachtungsintervalle nachweisen lässt, dass sie einen Effekt auf die Übergangswahrscheinlichkeit in unbefristete Beschäftigung haben. Durch die oben beschriebenen Transformationen lässt sich das Risiko des Ereigniseintritts wie folgt quantifizieren: Die *log odds* für Jahr 3 betragen gerundet -0,27 und sind auf dem 10-Prozent-Niveau signifikant. Exponiert man den Koeffizienten, so ergibt sich eine *odds ratio* von 0,76. Bildet man die Inverse, so zeigt sich, dass die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs in Festanstellung mit 43 Prozent im Jahr 3 nur weniger als halb so groß ist wie im ersten Jahr des Analysezeitraumes.

Im Intervall [5, 6) ist das Risiko für das Eintreten des Ereignisses am geringsten. Doch die Übergangswahrscheinlichkeit sinkt nicht monoton: Im siebten Beobachtungsjahr steigt die Wahrscheinlichkeit z.B. wieder geringfügig auf 28 Prozent an – für die Interpretation gilt es allerdings zu bedenken, dass dieses Jahr lediglich noch 89 Personen beginnen, alle übrigen 880 Personen im Sample haben zu diesem Zeitpunkt bereits den Übergang geschafft oder sind zensiert worden. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist also aufgrund der geringen Fallzahlen Vorsicht geboten.

Insgesamt hat Modell 1 keine große Erklärungskraft, McFaddens Pseudo- $R^2$  liegt lediglich bei 0,0102. Da der Koeffizient Werte zwischen 0 und 1 annehmen kann, bedeutet

---

<sup>59</sup> Der Wert einer *odds ratio* lässt sich wie folgt deuten: Eine *odds ratio*, die kleiner ist als 1, zeigt eine Verringerung der Chancen im Vergleich zur Referenzkategorie an; Werte  $> 1$  bedeuten eine relative Erhöhung der Chancen; eine *odds ratio* von 1 signalisiert, dass keine Änderung des Chancenverhältnisses im Vergleich zur Referenzkategorie vorliegt. Der Wert 1 bildet sozusagen das „Zentrum“ der *odds*-Skala. Dabei gilt: *hazards*  $> 0,5$  produzieren *odds*  $> 1$ , *hazards*  $< 0,5$  ergeben *odds*  $< 1$  (vgl. Singer/ Willett 2003: 364). Ein *logit hazard* von 0 entspräche einer *odds ratio* von 1 und einer Wahrscheinlichkeit von 0,5.

dies, dass der Unterschied zwischen dem Nullmodell (das nur die Konstante enthält) und dem geschätzten Modell (das die Konstante plus die Dummy-Variablen für die einzelnen Beobachtungsintervalle enthält) gering ist. Im Hinblick darauf, dass in der binärlogistischen Regression sozusagen Wahrscheinlichkeiten für Gruppenzugehörigkeiten kontrastiert werden (hier wird gleichsam die Wahrscheinlichkeit, zur Gruppe der „Übergänger in unbefristete Anstellung“ zu gehören, der Wahrscheinlichkeit gegenübergestellt, der Gruppe der „Verweiler in ungesicherten Erwerbsverhältnissen“ anzugehören) bedeutet dies, dass – wäre die Verteilung nicht bekannt – auf Basis von Modell 1 lediglich 1 Prozent der Fälle richtig „zu ihrer Gruppe“ zugeordnet würden.

Im Vergleich zur Sterbetafel bietet Modell 1 wenig neue Erkenntnis. Dieses Modell wird vorwiegend herangezogen, um die Interpretation der Ergebnisse an Beispielen zu veranschaulichen. Die Modelle 2 bis 4 dienen der Überprüfung der in Kapitel 4.3 entwickelten Hypothesen. Die oben beschriebenen Zeitintervalle sind in jedem der vier Modelle enthalten, alle weiteren Variablen kommen zusätzlich hinzu – die Effekte der substantiellen Prädiktoren ergänzen also jeweils die Zeiteffekte.

Aber warum werden die Jahre überhaupt als Kovariaten in die Modelle aufgenommen? Dieses Vorgehen sorgt dafür, dass vor der Modellschätzung keine Annahmen über die Beziehung zwischen den Zeitintervallen und dem vorhergesagten zeitdiskreten *hazard* (also der bedingten Wahrscheinlichkeit eines Wechsels in unbefristete Beschäftigung) getroffen werden müssen (vgl. Rabe-Hesketh/ Skrondal 2012: 758).

### WAS SAGEN DIE INTERVALL-KOEFFIZIENTEN AUS?

Die zehn Zeitintervalle gemeinsam bilden die *baseline hazard logit function* (vgl. Singer/ Willett 2003: 386). Die Größe der Koeffizienten und ihre Zu- bzw. Abnahme über die Analysezeit hinweg beschreiben die Form dieser Funktion und zeigen an, wie sich das Risiko des Ereigniseintritts über die Zeit entwickelt. Da das erste Modell keine substantiellen Prädiktoren enthält, bildet die gesamte Untersuchungspopulation die *baseline* (vgl. ebd.: 387). In den weiteren Modellen bildet der *baseline hazard* jedoch keine sinnvoll interpretierbare Größe mehr, da Prädiktoren einbezogen werden, die den Wert 0 nicht annehmen können (weil er inhaltlich nicht zutrifft). Das Alter von Erwerbstätigen ist z.B. logischerweise niemals 0, es gibt in Deutschland auch keine regionale Arbeitslosenquote von 0 etc.

Die logarithmierten Chancen, die *log odds* oder *logit hazards*, bewegen sich im Zahlenraum  $[-\infty; +\infty]$ . In vorliegender Untersuchung sind sich die Werte aller Intervalle recht ähnlich, sie bewegen sich z.B. in Modell 1 zwischen -1,01 (Jahr 5) und -0,27 (Jahre 3 und 8). Die Varianz ist also relativ gering. Zudem lässt sich keine eindeutige Entwicklungstendenz erkennen: Weder steigen noch sinken die Werte monoton. Nach den Ausführungen von Singer/ Willett (2003: 387) bedeutet dies: „*If the  $\alpha$ 's [die Koeffizienten der einzelnen Intervalle; Anm. d. Verf.] are approximately equal, the risk of event occurrence is unrelated to time and the hazard function is flat*“. Für vorliegende Untersuchung kann zwar nicht davon gesprochen werden, dass die Koeffizienten „gleich“ seien, es gibt jedoch wenig Varianz. Zwischen den Jahren 1 bis 5 sinkt die Übergangswahrscheinlichkeit monoton, in den Jahren danach schwankt die Höhe der Koeffizient. Insgesamt kann aus den Ergebnissen bezüglich der Zeitintervalle der Schluss gezogen werden, dass die Übergangswahrscheinlichkeit in unbefristete Beschäftigung in vorliegender Untersuchung nur wenig von der Verweildauer in ungesicherter Beschäftigung beeinflusst wird. Insgesamt sind nur wenige Intervall-Koeffizienten signifikant. In den Modellen 1 und 2 haben jeweils vier Intervalle einen nachweisbaren Effekt auf die Übergangswahrscheinlichkeit, in Modell 3 ist es nur noch ein Intervall, in Modell 4 wird keiner der Intervall-Koeffizienten signifikant.

**BRAUCHEN ARBEITSMARKTEINSTEIGER/INNEN IMMER LÄNGER UM ERWERBSSICHERHEIT ZU ERLANGEN?**

*Modell 2* dient der isolierten Überprüfung der ersten Hypothese, nach der Arbeitsmarkteinsteiger/innen zunehmend längere Verweildauern in ungesicherter Beschäftigung erleben, je später im Untersuchungszeitraum der Arbeitsmarkteinstieg erfolgte. Hierbei werden die Chancen dreier Arbeitsmarkteinstiegskohorten (1990-1997, 1998-2002 und 2003-2008)<sup>60</sup> für einen Übergang in eine Festanstellung verglichen. Dabei dient die erste Arbeitsmarkteinstiegskohorte, die die Jahre 1990 bis 1997 umfasst, als Referenzkategorie. Etwas differenzierter beschrieben, bedeutet Hypothese 1, dass auf Basis von theoretischen Überlegungen davon ausgegangen wird, dass...

1. ... die Arbeitsmarkteinsteiger/innen, die zur ersten Arbeitsmarkteinstiegskohorte (1990 bis 1997) gehören, die kürzesten Verweildauern in ungesicherter Beschäftigung aufweisen (was gleichbedeutend ist mit der höchsten Wahrscheinlichkeit eines Übergangs in eine Festanstellung).
2. ... diejenigen, die zur zweiten Arbeitsmarkteinstiegskohorte gehören (die ihre Erwerbskarriere also zwischen 1998 und 2002 begonnen haben), länger als die Angehörigen der ersten Kohorte brauchen, um Erwerbssicherheit in Form von unbefristeter Beschäftigung zu erlangen.
3. ... die Angehörigen der dritten Arbeitsmarkteinstiegskohorte (2003 bis 2008) die längsten Verweildauern haben.

Würden diese Annahmen zutreffen, so müssten die (logischerweise zeitkonstanten) *logit*-Koeffizienten der Dummy-Variablen für die Kohorten 2 und 3 jeweils negative Vorzeichen aufweisen. Außerdem müsste die Transformation in Chancenverhältnisse für beide Kohorten Werte  $<1$  hervorbringen, wobei der Wert der dritten Kohorte kleiner sein müsste, als der der zweiten. Wie Abbildung 11 jedoch zeigt: Nichts von alledem ist Fall. Die *logit*-Koeffizienten sind nicht signifikant, was bedeutet, dass auf Basis der Untersuchungspopulation *nicht* nachgewiesen werden kann, dass der Zeitpunkt des Arbeitsmarkteinstieges einen Effekt auf die Verweildauer in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen hat, der sich von null

---

<sup>60</sup> Die Kohorten wurden auf Basis der Arbeitsmarktsituation in dem Jahr gebildet, in dem die Personen jeweils zum ersten Mal in einer definitionsgemäßen Erwerbstätigkeit beobachtet wurden (vgl. Kapitel 5.3).

unterscheidet. Mit diesem Modell lässt sich statistisch *nicht* belegen, dass Arbeitsmarkteinsteiger/innen zunehmend länger brauchen, um durch unbefristete Anstellung

Erwerbssicherheit zu erreichen, je später im Untersuchungszeitraum sie in den Arbeitsmarkt eingestiegen sind. **Auf Basis des zweiten Modells muss Hypothese 1 zunächst zurückgewiesen werden.** Allerdings gebietet Modell 4 einen etwas anderen Blick auf Hypothese 1. Dazu später mehr. Zunächst gilt die Aufmerksamkeit weiterhin Modell 2: Dass die Arbeitsmarkteinsteigskohorten hier keine zusätzliche Erklärungskraft aufweisen, zeigt sich auch darin, dass McFaddens Pseudo- $R^2$  trotz der Integration des klassifizierten Arbeitsmarkteinsteigszeitpunktes im Vergleich zwischen Modell 1 und 2 gerundet gleich bleibt. Auch die Koeffizienten der Jahres-Dummies sind in den beiden Modellen weitgehend identisch.

In **Modell 3** kommen zusätzlich zu den Dummy-Variablen für die Jahre und die Einstiegskohorten die weiteren unabhängigen Variablen hinzu, die die zentralen Begriffe der Hypothesen 2a, 2b, 3, 4 und 5 operationalisieren: (Berufs-)Bildungsniveau, Geschlecht, Migrationshintergrund und Betriebsgröße.

### **WELCHEN EINFLUSS HAT BILDUNG AUF DIE WAHRSCHEINLICHKEIT EINER FESTANSTELLUNG?**

Der Bestand an Humankapital wird auf Basis der CASMIN-Skala operationalisiert, die Informationen über schulische und berufliche Qualifikationen gemeinsam verwendet (vgl. Kapitel 5.3). Für vorliegende Untersuchung wurden die neun ursprünglichen Ausprägungen der CASMIN-Klassifikation zu drei Gruppen zusammengefasst, von denen wiederum zwei als Dummy-Variablen in die Modelle aufgenommen werden. Kontrastiert werden die Chancen auf einen Übergang in Festanstellung von Personen ohne anerkannten beruflichen Abschluss, mit einer abgeschlossenen Berufsausbildung und mit tertiären Bildungsabschlüssen (vgl. ebd.). Entsprechend der in den Hypothesen 2a und 2b formulierten Annahmen, werden die Chancen von Geringqualifizierten und von Hochqualifizierten jeweils mit den Chancen der Personen verglichen, die ein mittleres Bildungsniveau aufweisen. Daher bildet die zweite CASMIN-Kategorie, die die Personen mit einer abgeschlossenen Berufsausbildung umfasst, die Referenzkategorie.

Das Qualifikationsniveau geht als zeitkonstante Variable in die Analysen ein. Bei den ausgewiesenen Werten handelt es sich also um statische Koeffizienten, die den Einfluss des Bildungsniveaus messen, das die Personen im Sample zum Zeitpunkt ihres Arbeitsmarkteinstieges jeweils erlangt hatten. Sowohl der Koeffizient für die Dummy-Variable „kein beruflicher Abschluss“ als auch der der Dummy-Variablen „tertiärer Abschluss“ sind auf einem Niveau von 99 Prozent hochsignifikant. Damit lässt sich eindeutig statistisch belegen, dass das (Berufs-)Bildungsniveau beim Arbeitsmarkteinstieg einen Einfluss auf die Verweildauern in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen bzw. auf die Wahrscheinlichkeit einer Festanstellung hat. Ein Bildungseffekt lässt sich also formal-statistisch nachweisen – doch *wie* gestaltet sich der Zusammenhang zwischen Bildung und der Wahrscheinlichkeit einer Festanstellung? Im Vergleich zu Personen mit einer anerkannten Berufsausbildung haben Geringqualifizierte eine deutlich geringere Chance auf einen Übergang in unbefristete Anstellung im ersten Jahr der Analysezeit. Die Chance liegt lediglich bei 0,5, was einer Wahrscheinlichkeit von 33 Prozent entspricht. Hochqualifizierte haben ähnlich schlechte Chancen auf einen raschen Wechsel in Festanstellung: ihre Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel in dauerhafte Verträge liegt im ersten Jahr bei 32 Prozent. **Diese Ergebnisse bestätigen sowohl Hypothese 2a als auch Hypothese 2b.** Die besten Chancen auf einen raschen Übergang in unbefristete Anstellung haben Personen mit einer abgeschlossenen Berufsausbildung. In der bisherigen Forschung wurde gezeigt, dass Akademiker/innen<sup>61</sup> und Geringqualifizierte im Vergleich zu Personen mit einem mittleren Bildungsniveau ein erhöhtes Risiko haben, ihre Erwerbskarriere in Verträgen auf Zeit zu beginnen (vgl. u.a. Kurz 2005; Buchholz 2008; Gebel 2010) – durch vorliegende Untersuchung lässt sich nachweisen, dass das Qualifikationsniveau, das junge Erwerbstätige zu Beginn ihrer Erwerbskarriere erreicht hatten, auch längerfristig wirkt und die Chance auf eine rasche Etablierung am Arbeitsmarkt erheblich beeinflusst.

---

<sup>61</sup> Auch neueste Ergebnisse des IAB zeigen auf Basis des Mikrozensus, dass Akademiker/innen in stärkerem Maße befristet beschäftigt sind als Personen mit einem beruflichen Abschluss (vgl. Weber/ Weber 2013; IAB 2013).

### **HABEN FRAUEN SCHLECHTERE CHANCEN AUF EINE UNBEFRISTETE ANSTELLUNG ALS MÄNNER?**

Anders sieht es in Bezug auf die Hypothese zu geschlechtsspezifischen Unterschieden aus: Abbildung 11 zeigt, dass der entsprechende Koeffizient nicht signifikant ist. Dieser Befund steht im Gegensatz zu der in Hypothese 3 formulierten Annahme, dass Frauen im Vergleich zu Männern geringere Chancen auf eine Festanstellung haben. Der (ebenfalls zeitkonstante) Koeffizient für „Frau“ (die Variable ist so codiert, dass Männer die Referenzkategorie bilden) weist zwar ein negatives Vorzeichen auf, da er statistisch nicht belastbar ist, kann jedoch nicht nachgewiesen werden, dass „Frausein“ einen von Null verschiedenen Effekt auf die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs in Festanstellung hat. **Daher kann Hypothese 3 nicht bestätigt werden.** Dies deckt sich mit den Ergebnissen bisheriger Studien: Atypische Beschäftigung ist (z.B. nach Erkenntnissen des Statistischen Bundesamtes (Hg.), vgl. 2008: 15) zwar insgesamt „Frauensache“, weder für den Zugang zu befristeten Verträgen noch für den Übergang in Erwerbssicherheit bietende Festanstellung lassen sich jedoch geschlechterdifferenzierende Unterschiede feststellen (vgl. z.B. Boockmann/ Hagen 2006, siehe Kapitel 2).

### **WIE BEEINFLUSST EIN MIGRATIONSHINTERGRUND DIE CHANCEN AUF EINE FESTANSTELLUNG?**

In Bezug auf diese Frage zeigen sich unerwartete Ergebnisse: Es wurde davon ausgegangen, dass Migrant/innen<sup>62</sup> im Vergleich zu Deutschen ohne Migrationshintergrund geringere Chancen auf einen raschen Übergang in dauerhafte Anstellung haben. Die Chance auf eine Festanstellung ist in Modell 3 für Migrant/innen jedoch sogar 1,4 Mal höher als die der Nicht-Migrant/innen. Personen mit Migrationshintergrund haben im ersten Jahr der Beobachtung eine Wahrscheinlichkeit von 57 Prozent für einen Übergang in unbefristete Beschäftigung. Die Vergleichsgruppe (in diesem Fall: die Personen ohne Migrationshintergrund) hat dementsprechend eine Gegenwahrscheinlichkeit von 43 Prozent

---

<sup>62</sup> Für die Definition von „Migrationshintergrund“ siehe Kapitel 5.3.



für eine rasch erfolgende Festanstellung. Die Wahrscheinlichkeit ist damit für Migrant/innen höher als für Deutsche ohne Migrationshintergrund.

Wie lässt sich das erklären? In Kapitel 4.3 wurde auf Basis der Signaltheorie und des Konzeptes der statistischen Diskriminierung argumentiert, dass Arbeitgeber/innen aufgrund von ethniendifferenzierenden Perzeptionen dazu neigen könnten, die Leistungsfähigkeit von Jobkandidat/innen ausländischer Herkunft generell geringer einzuschätzen als die von Personen ohne Migrationshintergrund. Dem Gedankengang des Konzeptes der statistischen Diskriminierung folgend, wurde angenommen, dass der Index „ausländische Herkunft“ den Signalwert von Ausbildungsabschlüssen und im Betrieb bereits gezeigter Produktivität abwertet oder sogar zunichtemacht (vgl. Seibert/ Solga 2005: 367 in Kapitel 4.2). Die Ergebnisse sprechen eine andere Sprache. Dies deutet darauf hin, dass ein vorhandener Migrationshintergrund die Bewertung der Fähigkeiten und Fertigkeiten durch Arbeitgeber/innen nicht beeinträchtigt, wenn Erwerbstätige ihre Produktivität während der befristeten Anstellung (im gleichen oder einem anderen Unternehmen) bereits unter Beweis gestellt haben. In Kapitel 4.3 wurde auf Basis der Ausführungen von Seibert/ Solga (vgl. 2005: 367) auch darauf hingewiesen, dass die Gruppe der erwerbstätigen Migrant/innen bedingt durch einen durch Sprachbarrieren etc. erschwerten Zugang zu Ausbildung „positiv selektierter“ sei. Diejenigen Migrant/innen, die es bereits in eine (wenn auch befristete) Anstellung geschafft haben, könnten sich daher durch eine besonders hohe Leitungsfähigkeit auszeichnen, was wiederum dazu führt, dass sie im ersten Jahr nach dem beobachteten Arbeitsmarkteinstieg in befristeter Beschäftigung sogar eine im Vergleich zu Personen ohne Migrationshintergrund leicht erhöhte Chance auf eine unbefristete Anstellung haben. Ein weiterer Grund für die besseren Chancen könnte darin liegen, dass Arbeitgeber/in eher Migrant/innen fest anstellen, wenn Positionen zu vergeben sind, die viel Kundenkontakt mit sich bringen und gleichzeitig davon auszugehen ist, dass unter den Kunden viele Migrant/innen sind (z.B. im Gesundheitswesen ist dies denkbar). **Auf Basis der durchgeführten Modellschätzungen kann Hypothese 4 daher nicht bestätigt werden.** Für den Übergang in unbefristete Anstellung aus ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen heraus lassen sich keine Hinweise auf Prozesse der statistischen Diskriminierung finden – und zwar weder in Bezug auf Geschlecht noch auf den Migrationsstatus.

### **WELCHEN EINFLUSS HAT DIE BETRIEBSGRÖÖE AUF DIE WAHRSCHEINLICHKEIT EINER DAUERHAFTEN ANSTELLUNG?**

In Hypothese 5 (vgl. Kapitel 4.3) wurde die Erwartung artikuliert und begründet, dass die Wahrscheinlichkeit für einen raschen Übergang in eine Festanstellung in mittleren und größeren Betrieben höher ist als in Kleinbetrieben. Anders formuliert: Im Vergleich zu Kleinbetrieben mit weniger als 20 Mitarbeiter/innen (sie bilden die Referenzkategorie) müsste die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs in den anderen Betriebsgrößen („20 bis unter 200“; „200 bis unter 2.000“ und „über 2.000“ Mitarbeiter/innen) größer sein. Dementsprechend wurden für alle drei Betriebsgrößen positive Koeffizienten erwartet, die transformiert in *odds* Werte aufweisen, die größer sind als 1. Obige Abbildung 11 zeigt jedoch, dass dem nicht so ist. Die Koeffizienten aller drei kontrastierten Betriebsgrößen weisen negative Vorzeichen auf. Nur die *logit hazards* der Betriebsgrößen „200 bis unter 2.000“ sowie „über 2.000“ werden signifikant; für Betriebe mit 20 bis unter 200 Mitarbeiter/innen lässt sich dagegen überhaupt nicht nachweisen, dass diese Betriebsgröße einen von Null verschiedenen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Übergangs in Festanstellung hat. Für Betriebe mit 200 bis unter 2.000 Mitarbeiter/innen zeigt sich, dass die Chance für einen unbefristeten Vertrag im ersten Jahr der Beobachtung nur 0,7 beträgt. Beschäftigte in Betrieben mit zwischen 200 und 2.000 Mitarbeiter/innen haben nur eine Übergangswahrscheinlichkeit von 41 Prozent. In Großbetrieben mit mehr als 2.000 Mitarbeiter/innen sind die Chancen mit 0,52 sogar noch geringer: Arbeitsmarkteinsteiger/innen, die in Betrieben mit mehr als 2.000 Mitarbeiter/innen angestellt sind, haben im ersten Jahr nach ihrem beobachteten Arbeitsmarkteinstieg nur eine Wahrscheinlichkeit von 34 Prozent für eine Festanstellung.

Woran könnte das liegen? Hohendanner (vgl. 2010: 2ff.) stellte in seiner Untersuchung fest, dass Kleinbetriebe kaum befristete Verträge nutzen. Er begründet dies damit, dass der Kündigungsschutz in Kleinstbetrieben nicht gilt, weshalb die Unternehmer/innen im Kündigungsfall vergleichsweise geringe Entlassungskosten erwarten müssen. Dies könnte dazu führen, dass – entgegen der in Kapitel 4.3. formulierten Erwartungen – Arbeitgeber/innen in kleinen Betrieben rascher dazu tendieren, ihre Mitarbeiter/innen festanzustellen, vor allem, wenn sie sich in befristeten Verträgen bereits als geeignet erwiesen haben. Denkbar ist darüber hinaus jedoch auch, dass die Beziehungen zwischen Vorgesetzten und Mitarbeiter/innen in

kleineren Unternehmen persönlicher sind und Arbeitgeber/innen, die nur über eine vergleichsweise geringe Zahl von Arbeitskräften verfügen, eher an langfristigen (Vertrauens-) Beziehungen interessiert sind.

Die Betriebsgröße geht als zeitveränderliche Variable in die Analyse ein, dementsprechend handelt es sich um einen dynamischen Effekt: Gemessen wird jeweils der Einfluss der Größe des Betriebes, in dem die Person in diesem Jahr angestellt ist.

Die Ergebnisse aus Modell 3 widersprechen den eingangs formulierten Erwartungen bezüglich der Betriebsgröße. Ein rascher Übergang in eine Festanstellung ist für Arbeitsmarkteinsteiger/innen in mittleren und größeren Betrieben *nicht* wahrscheinlicher als für Beschäftigte in Kleinbetrieben. **Daher können die in Hypothese 5 formulierten Erwartungen nicht bestätigt werden.** Dies wird noch deutlicher, wenn die Ergebnisse des vierten Modells interpretiert werden. Vorher jedoch noch ein kurzer Blick auf die Modellparameter: Durch die Aufnahme der weiteren unabhängigen Variablen in das Modell wird McFaddens Pseudo-R<sup>2</sup> von 0,0106 (Modell 2) auf 0,0415 verbessert – wäre die tatsächliche Verteilung der Ereignisse im Sample nicht bekannt, so wären auf Basis des zweiten Modells 1 Prozent der Ereignisse richtig zugeordnet worden, in Modell 3 wären es immerhin 4 Prozent. Die Verbesserung mag gering erscheinen, ist aber doch deutlich – und niedrige Pseudo-R<sup>2</sup>-Werte sind in logistischen Regressionen ohnehin nicht ungewöhnlich.

Während in die Modelle 1 und 2 noch alle 2.456 Jahresbeobachtungen aller 969 Personen in der Untersuchungspopulation eingehen, werden im dritten Modell nur noch 1.580 Personenjahre verwendet. Diese Verluste lassen sich auf fehlende Werte in den Variablen zum Qualifikationsniveau und zur Betriebsgröße zurückführen.

Im vierten und letzten gerechneten Modell wird die Analyse nun vervollständigt: Zusätzlich zu den Jahres-Dummies und den unabhängigen Variablen kommt in **Modell 4** die Gruppe der Kontrollvariablen hinzu. Betrachtet man zunächst die Koeffizienten für die einzelnen Jahre, so zeigt sich, dass keiner der Werte mehr signifikant wird. Daraus lässt sich schließen, dass die Verweildauer in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen die Wahrscheinlichkeit einer Festanstellung nicht nachweisbar beeinflusst, wenn alle erklärenden Faktoren kontrolliert werden.

### **EIN ZWEITER BLICK AUF DIE HYPOTHESEN**

Im Gegensatz zu den Modellen 2 und 3 wird der *logit hazard* für Arbeitsmarkteinstiegskohorte 3 im vierten Modell auf dem 10-Prozent-Niveau signifikant. In Anbetracht der Ergebnisse der beiden vorangegangenen Modelle überrascht dies – das Ergebnis liefert Hinweise darauf, dass die in Hypothese 1 formulierten Erwartungen zumindest teilweise doch zutreffen, wenn alle Variablen, von denen angenommen wird, dass sie einen Effekt haben, kontrolliert werden. Nach Modell 4 haben junge Erwerbstätige, die ihre Erwerbskarriere zwischen 2003 und 2008 in einem befristeten Vertragsverhältnis begonnen haben, eine schlechtere Chance auf einen raschen Übergang in eine Festanstellung als diejenigen, die bereits zwischen 1990 und 1997 über befristete Vertragsverhältnisse in den deutschen Arbeitsmarkt eingestiegen sind. Auch der Koeffizient für Arbeitsmarkteinstiegskohorte 2 (d.h. für die Einstiegsjahre 1998-2002) ist – wenn er auch nicht signifikant wird – negativ. Das ist auch in Modell 2 und 3 der Fall (wo der Koeffizient genauso wenig signifikant ist), in Modell 4 ist der *logit hazard* jedoch deutlich niedriger, was ein geringeres Übergangsrisiko signalisieren würde, wenn der Effekt des Koeffizienten definitiv von Null verschieden wäre, was sich für Arbeitsmarktkohorte 2 jedoch nicht statistisch belastbar nachweisen lässt. Belegen lässt sich mit Modell 4, dass junge Erwerbstätige, die zwischen 2003 und 2008 in den deutschen Arbeitsmarkt eingestiegen sind, im Vergleich zu denjenigen, die ihre Erwerbskarriere bis Mitte der 1990er Jahre begonnen hatten, nur eine Chance von 0,75 auf einen raschen Übergang in Erwerbssicherheit haben. Dies bedeutet: Für die dritte Arbeitsmarkteinstiegskohorte ist die Wahrscheinlichkeit für einen raschen Wechsel in einen unbefristeten Vertrag mit 42 Prozent nur weniger als halb so hoch wie für die erste Kohorte. Auf Basis dieses Ergebnisses muss der Blick auf Hypothese 1 teilweise revidiert werden: Durch Modell 4 lässt sich nachweisen, dass Arbeitsmarkteinsteiger/innen der dritten Kohorte signifikant geringere Chancen auf einen raschen Übergang in Erwerbssicherheit bietende Festanstellung haben als Arbeitsmarkteinsteiger/innen der ersten Kohorte. **Hypothese 1 kann somit durch Modell 4 teilweise belegt werden.**

Für die Beurteilung des Einflusses von Geschlecht und Migrationsstatus ändert sich durch die Aufnahme der Kontrollvariablen wenig. In Modell 4 wird lediglich auch der Koeffizient für „Migrationsstatus vorhanden“ nicht mehr signifikant. **Hypothesen 3 und 4**

**müssen auch auf Basis von Modell 4 abgelehnt werden.** Auch für die Beurteilung des Bildungseffektes zeigt Modell 4 wenig Neues. Nach Modell 4 haben Hochqualifizierte eine Wahrscheinlichkeit von 37 Prozent für einen Übergang in Festanstellung im ersten Jahr der Analysezeit, Geringqualifizierte wechseln mit einer Wahrscheinlichkeit von 33 Prozent bereits im ersten Jahr in eine Festanstellung. Im Vergleich zu Modell 3 sind die Werte leicht verändert – an der Gesamtbeurteilung des Bildungseffektes ändert sich jedoch durch die Integration der Kontrollvariablen in das Modell nichts. **Auch auf Basis von Modell 4 können die Hypothesen 2a und 2b bestätigt werden.** In Modell 4 ist kein einziger der Koeffizienten der verschiedenen Betriebsgrößen mehr signifikant, was bedeutet, dass **auch auf Basis dieses Modells Hypothese 5 nicht bestätigt werden kann.**

#### **WELCHE WEITEREN FAKTOREN BEEINFLUSSEN DEN ÜBERGANG IN EINE FESTANSTELLUNG?**

Auf Basis theoretischer Überlegungen ist anzunehmen, dass sich Veränderungen der legislativen Rahmenbedingungen des deutschen Arbeitsmarktes sektorenspezifisch auswirken. Da die Fallzahl eine differenziertere Unterscheidung von Branchen bzw. Sektoren nicht zulässt, wird als Annäherung in Modell 4 eine zeitveränderliche Variable aufgenommen, die feststellt, ob eine Person in einem bestimmten Beobachtungsjahr im öffentlichen Dienst beschäftigt ist oder nicht. Ein Blick auf das Ergebnis zeigt: **Beschäftigte bei Bund, Ländern und Kommunen haben im Vergleich zu Personen, die nicht im öffentlichen Dienst beschäftigt sind, eine deutlich geringere Chance auf einen raschen Übergang in unbefristete Verträge.** Die Chance von Beschäftigten des öffentlichen Dienstes liegt nur bei 0,36, was einer Wahrscheinlichkeit von 27 Prozent entspricht. Personen, die außerhalb des öffentlichen Dienstes beschäftigt sind, haben mit einer Gegenwahrscheinlichkeit von 73 Prozent deutlich bessere Chancen auf einen raschen Übergang in unbefristete Verträge.

Im Staatsdienst – das zeigen auch andere Untersuchungen (vgl. Altis/ Koufen 2011; Hohendanner 2009; Giesecke/ Groß 2009) – müssen vor allem junge Erwerbstätige besonders oft mit einer Unsicherheit über künftige Erwerbchancen leben. Und wie Modell 4 zeigt: Sie brauchen vergleichsweise länger, um Erwerbssicherheit in Form von dauerhafter Anstellung zu erlangen. Wie kommt es dazu? Der öffentliche Dienst zeichnet sich durch eine besonders hohe

Beschäftigungssicherheit aus (vgl. Hohendanner 2009: 43). Dies erschwert Umstrukturierungen, die aufgrund des steigenden Kostendrucks jedoch zunehmend notwendig werden: „In der öffentlichen Verwaltung besteht ein Grund für die Nutzung befristeter Arbeitsverträge in dem dort ausgeprägten Schutz regulärer Arbeitskräfte bei gleichzeitigem Bestreben des Staates, über „Verwaltungsmodernisierung“ öffentliche Haushalte zu konsolidieren und den Stellenplan schrittweise zu reduzieren“ (ebd.). Es ist davon auszugehen, dass dies dazu führt, dass Arbeitsmarkteinsteiger/innen öfter nur befristet angestellt werden. Die Ergebnisse aus Modell 4 deuten darauf hin, dass dies auch beim Übergang in Festanstellung aus Zeitverträgen heraus gilt.

Im Rahmen der Analyse wurde außerdem geprüft, ob die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs in Festanstellung von der Wirtschaftssituation beeinflusst wird. Daher wurden Informationen zur regionalen Arbeitslosenquote<sup>63</sup> und die vierteljährlichen Veränderungen des deutschen Bruttoinlandsproduktes als zeitveränderliche Kontrollvariablen in Modell 4 integriert (vgl. Kapitel 5.3). Beide Koeffizienten werden signifikant, sowohl die regionale Arbeitslosenquote als auch die Veränderungen des BIP beeinflussen also die Chancen auf eine Festanstellung. Aber wie? Wenn sich die regionale Arbeitslosenquote um eine Einheit erhöht, sinken die Chancen für einen Übergang auf 0,95. Die *odds* liegen also sehr dicht bei null, was bedeutet, dass der Effekt minimal ist – auch wenn der Koeffizient signifikant ist. **Eine Zunahme der Arbeitslosenquote bedeutet eine Reduktion der Wahrscheinlichkeit eines Übergangs in Festanstellung auf 48 Prozent. Eine Zunahme des Bruttoinlandsproduktes um eine Einheit führt jedoch dazu, dass die Chancen auf Festanstellung steigen.** Transformiert man den BIP-Koeffizienten in *odds*, so ergibt sich eine Chance, die mit 1,4 leicht erhöht ist. Dies entspricht einer Wahrscheinlichkeit von 51 Prozent. Weder die Arbeitslosenquote noch die Veränderung des BIP haben einen großen Einfluss auf die Übergangrate. Modell 4 belegt jedoch, dass die wirtschaftliche Situation den Übergang in Erwerbssicherheit beeinflusst. Daraus lässt sich schließen: Wenn es der Wirtschaft schlechter geht (wodurch die Arbeitslosenquote steigt), werden weniger neue Festanstellungen eingegangen. Je mehr Waren und Dienstleistungen umgeschlagen werden (was zu einer

---

<sup>63</sup> Jährlich gemessen auf Ebene der Bundesländer (vgl. Kapitel 5.3).

Erhöhung des Bruttoinlandsproduktes führt), desto eher werden unbefristete Verträge angeboten.

Modell 4 zeigt außerdem: Für die (jeweils zeitveränderlichen) Variablen **registrierte Arbeitslosigkeit**, **Alter** und **Region** lässt sich **kein Effekt** auf die Übergangswahrscheinlichkeit in unbefristete Verträge feststellen. Die entsprechenden Koeffizienten werden nicht signifikant. Es lassen sich also weder Belege dafür finden, dass eine Arbeitslosigkeitserfahrung die Wahrscheinlichkeit einer unbefristeten Anstellung beeinträchtigt, noch dass ein Alterseffekt vorliegt, noch dass sich die Wahrscheinlichkeit für eine Festanstellung in Ost- und Westdeutschland unterscheidet.

Durch die Aufnahme der Kontrollvariablen ins Modell wird McFaddens Pseudo-R<sup>2</sup> von 4,2 auf 7,6 Prozent deutlich verbessert – Modell 4 weist die größten Unterschiede zum Nullmodell auf, was für einen größeren Erklärungsgehalt des vierten (vor allem im Vergleich zum ersten und zweiten Modell) spricht. In Modell 4 fallen im Vergleich zu Modell 3 zusätzlich 20 weitere Beobachtungen aus, die Anzahl der Personenjahre im Modell beträgt 1.560. Dies ist bedingt durch fehlende Daten zur Veränderung des Bruttoinlandsprodukts für das Jahr 1991 sowie Missings in den Angaben zur Anstellung im öffentlichen Dienst und aktuellen Arbeitslosigkeitsphasen.

### **VIEL INFORMATION? KOMPRIMIERT!**

Vier Modelle mit fünf verschiedenen unabhängigen Variablen und sechs Kontrollvariablen (neben den zehn Koeffizienten für die Intervalle) bieten viel Information. Im Folgenden sind die im Sinne der Forschungsfragen relevanten Ergebnisse noch einmal zusammengefasst:

- **Hypothese 1 (Kohorteneffekt)** kann auf Basis von Modell 4 teilweise belegt werden. Junge Erwerbstätige, die zwischen 2003 und 2008 in den deutschen Arbeitsmarkt eingestiegen sind, haben darin eine geringere Wahrscheinlichkeit für einen raschen Übergang in unbefristete Anstellung aus ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen heraus, als diejenigen, die ihre Erwerbskarriere bereits zwischen 1990 und 1997 begannen. In den Modellen 2 und 3 ist allerdings kein statistisch belastbarer Kohorteneffekt nachweisbar.

- **Hypothesen 2a und 2b (Humankapitaleffekte)** können eindeutig bestätigt werden: Sowohl Hochqualifizierte als auch Geringqualifizierte haben im Vergleich zu Personen mit einer abgeschlossenen Berufsausbildung signifikant geringere Chancen auf einen Übergang in Festanstellung.
- **Hypothese 3 (Geschlechtereffekt)** lässt sich nicht bestätigen. „Frausein“ hat keinen nachweisbaren Effekt auf den Übergang in dauerhafte Anstellung.
- **Hypothese 4 (Effekt des Migrationshintergrundes)** kann ebenso wenig bestätigt werden. Ein Migrationshintergrund wirkt sich nicht nachteilig auf die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs aus ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen in Festanstellung aus – im Gegenteil: In Modell 3 zeigt sich sogar eine positive Wirkung.
- **Hypothese 5 (Betriebsgrößeneffekt)** kann nicht bestätigt werden. Nach Modell 3 haben Beschäftigte in kleineren Betrieben eine höhere Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel in dauerhafte Anstellung als Beschäftigte in Unternehmen mit mehr als 200 Mitarbeiter/innen. Wenn weitere sektorale Merkmale in das Modell aufgenommen werden (siehe Modell 4) lässt sich jedoch gar kein Effekt der Betriebsgröße mehr nachweisen.

Außerdem zeigt sich: Beschäftigte des **öffentlichen Dienstes** haben geringere Chancen auf einen raschen Übergang in unbefristete Verträge. Eine Zunahme der **regionalen Arbeitslosenquote** verringert die Chancen auf eine Festanstellung, eine Zunahme des **Bruttoinlandsproduktes** vergrößert die Chancen. Für Alter, Region und registrierte Arbeitslosigkeitsperioden lässt sich kein Effekt nachweisen.



## 7. FAZIT

*„Für Aristoteles war es die Unabhängigkeit von bezahlter Erwerbsarbeit, die den freien Bürger von unfreien Sklaven, Handwerkern und Kaufleuten unterschied. Heute hingegen ist abhängige Erwerbsarbeit ein begehrtes Gut. Doch gerade Berufsanfänger stehen am Anfang ihrer Karriere oft vor den verschlossenen Toren der normalen Arbeitswelt“* (Hohendanner 2009: 41). Und diese Entwicklung ist kein Zufall: In dieser Arbeit wird eingangs dargelegt, dass die Deregulierung des deutschen Arbeitsmarktes dazu führte, dass junge Menschen ihre Erwerbskarrieren zunehmend in atypischen Beschäftigungsverhältnissen beginnen (vgl. Kapitel 1.1). Die Form der atypischen Beschäftigung, von der junge Erwerbstätige besonders betroffen sind, sind Verträge auf Zeit (vgl. Wingerter 2011: 109). Dass sich dieses Phänomen vor allem beim Einstieg in den Arbeitsmarkt und an den Übergängen der beruflichen Karriere manifestiert, beweist die Tatsache, dass im Jahr 2010 fast jede zweite Neuanstellung nur befristet erfolgte. Und auch wenn insgesamt in diesem Jahr nur rund 9 Prozent aller Erwerbstätigen temporär begrenzt angestellt waren – unter den jungen Beschäftigten, die sich nicht in Bildung oder Ausbildung befanden, war der Anteil deutlich höher (vgl. ebd.).

Auch wenn atypische Beschäftigung und insbesondere befristete Anstellung nicht unweigerlich mit prekärer Beschäftigung gleichzusetzen ist: Verträge auf Zeit bieten nur vorübergehend Sicherheit über Einkommen und Erwerbschancen. Solange Befristung nur als verlängerte Probezeit dient, bietet sie einfach ein Sprungbrett in Erwerbssicherheit. Wenn jedoch jede Befristung immer nur in weitere ungesicherte Erwerbsverhältnisse mündet, laufen die Betroffenen Gefahr, im gesellschaftlichen Abseits zu landen, weil in Befristungsketten Prekarisierungsrisiken auf lange Zeit kumulieren. Die Folgen von Zeitverträgen hängen davon ab, ob und wie schnell junge Menschen den Übergang in Erwerbssicherheit bietende Festanstellung schaffen. Vorliegende Studie macht es sich deshalb zur Aufgabe, zu untersuchen, ob befristet beschäftigte Arbeitsmarkteinsteiger/innen durch die reformbedingte Flexibilisierung ihrer Erwerbsposition zunehmend länger brauchen, um in unbefristeter Beschäftigung Erwerbssicherheit zu erlangen, je später im Deregulierungsprozess sie ihre Erwerbskarriere begannen. Dabei wird davon ausgegangen, dass die Chancen für einen Wechsel in Festanstellung nicht für alle gleich sind, weshalb durch die Einbeziehung von

verschiedenen Prädiktoren die Übergangswahrscheinlichkeit für Subgruppen differenziert betrachtet wird.

Wie wirken sich die legislativen Veränderungen am deutschen Arbeitsmarkt für junge Erwerbstätige auf die Verweildauer in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen aus? Lässt sich ein Effekt dieser Veränderungen feststellen, wenn individuelle und strukturelle Merkmale kontrolliert werden? Auf der Suche nach Antworten auf diese beiden forschungsleitenden Fragen wird der Übergang aus ungesicherten Erwerbsverhältnissen in unbefristete Anstellung theoretisch und empirisch (auf Basis von Daten des Sozio-oekonomischen Panels) analysiert. Datengrundlage für die statistischen Analysen bilden die ersten Jahre der Erwerbskarrieren von 969 Arbeitsmarkteinsteiger/innen, die ihre beruflichen Laufbahnen zwischen 1990 und 2008 in befristeten Verträgen begannen. Im Folgenden werden die wichtigsten Ergebnisse der statistischen Analysen (vgl. Kapitel 6.1 und 6.2), die im vorigen Kapitel auch diskutiert werden, noch ein Mal kurz zusammengefasst:

Immerhin zwei Drittel der 969 befristet beschäftigten Arbeitsmarkteinsteiger/innen im Sample schaffen im individuellen Beobachtungszeitraum den Wechsel in eine Festanstellung. Die Hälfte der Arbeitsmarkteinsteiger/innen braucht dafür circa drei Jahre (vgl. *median lifetime* in Kapitel 6.1). Für einen großen Teil der jungen Erwerbstätigen öffnen sich nach einer gewissen Wartezeit die Türen zur normalen Arbeitswelt also durchaus. Obwohl die reformbedingte Heterogenisierung der Erwerbsformen ihre Schatten vor allem auf junge Erwerbstätige wirft, schafft früher oder später ein großer Teil der Arbeitsmarkteinsteiger/innen trotzdem den Sprung in Erwerbssicherheit. Der Zeitpunkt des Arbeitsmarkteinstieges spielt dabei eine gewisse Rolle: Wenn alle Prädiktoren, von denen auf Basis theoretischer Überlegungen angenommen wird, dass sie den Wechsel in Festanstellung beeinflussen, in die statistische Analyse integriert werden, zeigt sich, dass diejenigen, die ihre Erwerbskarriere zwischen 2003 und 2008 begannen, eine geringere Wahrscheinlichkeit für einen raschen Übergang in unbefristete Verträge haben, als die Personen, die zwischen 1990 und 1997 über Zeitverträge in den Arbeitsmarkt eingestiegen sind. Auf Basis von Modell 4 lässt sich nachweisen, dass der Zeitpunkt des Einstieges in den Arbeitsmarkt die Verweildauer in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen insofern beeinflusst, als dass die Chancen für einen raschen Übergang in Festanstellung für die dritte Arbeitsmarkteinstiegskohorte statistisch signifikant geringer sind als für die erste Kohorte. Wenn die

Arbeitsmarkteinstiegskohorten (wie in Modell 2 geschehen) jedoch isoliert betrachtet werden, lässt sich statistisch kein Effekt nachweisen. Auch die visuelle Betrachtung der Survivorfunktionen (vgl. Abbildung 6 in Kapitel 6.1) liefert keine eindeutigen Hinweise auf einen Einfluss des klassifizierten Arbeitsmarkteinstiegszeitpunktes auf die „Überlebenswahrscheinlichkeit“ in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen – auf Basis von deskriptiven Analysen zeichnet sich im Kohortenvergleich kein Anstieg der Verweildauern in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen ab.

In Bezug auf den Bestand an Humankapital, den die Personen im Sample zu Beginn ihrer Erwerbskarriere akkumuliert hatten, sind die Ergebnisse unstrittig. Der Bildungseffekt, der sich in den deskriptiven Ergebnissen (vgl. Abbildung 9 in Kapitel 6.1) bereits abzeichnet, lässt sich auch formal-statistisch belegen: Sowohl Personen mit einem tertiären Bildungsabschluss als auch diejenigen ohne anerkannten beruflichen Abschluss haben schlechtere Chancen auf einen raschen Wechsel in Festanstellung als Arbeitsmarkteinsteiger/innen mit einer abgeschlossenen Berufsausbildung.

Deskriptiv können mittels eines Log-Rang-Tests zwar auch signifikante Differenzen in den Survivorfunktionen für Männer und Frauen nachgewiesen werden (vgl. Abbildung 7 in Kapitel 6.1), auf Basis der Modellschätzungen lässt sich dieses Ergebnis jedoch *nicht* bestätigen. Da der entsprechende Koeffizient nicht signifikant wird, lässt sich kein Effekt des „Frauseins“ auf den Übergang aus ungesicherter Beschäftigung in Festanstellung nachweisen.

Durch einen deskriptiven Vergleich der Überlebensraten von Personen mit und ohne Migrationshintergrund in ungesicherter Beschäftigung (vgl. Kapitel 6.1) wird gezeigt, dass die Survivorfunktion von Migrant/innen im gesamten Beobachtungszeitraum über der von Personen ohne Migrationshintergrund liegt. Aus Abbildung 8 (ebd.) wird daher gedeutet, dass Migrant/innen etwas länger in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen verweilen als Deutsche ohne Migrationshintergrund. Allerdings wird der durchgeführte Log-Rang-Test nur knapp signifikant, gerundet wäre die Differenz der beiden Survivorfunktionen auch auf einem Niveau von 90 Prozent nicht mehr statistisch belastbar gewesen. Die Betrachtung der Survivorfunktionen liefert daher keine unstrittigen Hinweise. Modell 3 zeigt jedoch eindeutig, dass die bezüglich des Migrationsstatus formulierten Erwartungen *nicht* zutreffen: Die Chancen auf einen Wechsel in unbefristete Anstellung sind für Migrant/innen (nach Modell 3) sogar leicht höher als für Personen ohne Migrationshintergrund. Für den Übergang in unbefristete

Anstellung aus ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen heraus lassen sich keine Hinweise auf Prozesse der statistischen Diskriminierung finden – und zwar weder in Bezug auf Geschlecht noch auf den Migrationsstatus.

Nach den Ergebnissen vorliegender Untersuchung haben Beschäftigte in mittleren und größeren Betrieben entgegen der Erwartung *keine* besseren Chancen auf einen raschen Übergang in eine Festanstellung als Erwerbstätige in Kleinbetrieben. Wird zusätzlich unter anderem kontrolliert, ob eine Anstellung im öffentlichen Dienst erfolgt oder nicht, lässt sich gar kein Effekt der Betriebsgröße mehr nachweisen. Dafür zeigt sich: Bedienstete von Bund, Ländern und Kommunen haben eine deutlich geringere Wahrscheinlichkeit für einen raschen Übergang in Festanstellung als diejenigen, die nicht im öffentlichen Dienst beschäftigt sind. Dies deckt sich mit den Ergebnissen bisheriger Forschung: *„In Betrieben und Branchen, die hohe Befristungsquoten bei den Einstellungen aufweisen, ist die Wahrscheinlichkeit gering, dass alle Zeitverträge zur Verlängerung der Probezeit genutzt werden und dann in ein unbefristetes Arbeitsverhältnis münden. Vielmehr müssen viele befristet Beschäftigte auch bei guter Leistung damit rechnen, dass ihr Vertrag ausläuft. Dies ist vor allem der Fall in Betrieben mit hohem Kündigungsschutz. Dazu zählen insbesondere Großbetriebe und öffentliche Einrichtungen“* (Hohendanner 2009: 43).

Makroökonomische Indikatoren der Wirtschaftssituation haben auch einen nachweisbaren (wenn auch relativ geringen) Effekt: Eine Zunahme der Arbeitslosenquote verringert die Chance auf eine Festanstellung, eine Zunahme des Bruttoinlandsproduktes erhöht die Chance. Dies zeigt: Wenn es der Wirtschaft besser geht, sind Übergänge in unbefristete Beschäftigung wahrscheinlicher.

Zusammenfassend lässt sich mit Blick auf die erste Forschungsfrage sagen: Der Effekt der legislativen Veränderungen am deutschen Arbeitsmarkt auf die Verweildauer in ungesicherten Beschäftigungsverhältnissen erweist sich vor dem Hintergrund der Ergebnisse vorliegender Arbeit als eher gering. Signifikant niedrigere Chancen für einen Übergang in unbefristete Beschäftigung lassen sich nur belegen, wenn auch individuelle und strukturelle Merkmale kontrolliert werden – und auch dann nur für die dritte Einstiegskohorte. Insofern muss die Antwort auf die zweite Forschungsfragen lauten: Ein Effekt lässt sich *nur dann* nachweisen, wenn weitere potentielle Einflussfaktoren umfassend kontrolliert werden. Vor allem zeigen die Ergebnisse aber eines: Für den raschen Übergang in eine Festanstellung sind Bildung, aber auch arbeitsplatzspezifische und sektorale Merkmale ausschlaggebend, genauso

wie makroökonomische Indikatoren. Im Wesentlichen zeigt sich damit, dass die Faktoren, die beim Zugang zu befristeter Beschäftigung relevant sind, gewissermaßen weiterhin Wirksamkeit zeigen und somit auch den Übergang in Erwerbssicherheit bietende Festanstellung beeinflussen. Und: Die Reformprozesse setzen die Wirksamkeit von individuellen aber auch strukturellen Merkmalen keineswegs außer Kraft. Weder die deskriptiven Analysen noch die multivariaten Modellschätzungen liefern eindeutige Hinweise darauf, dass sich befristet beschäftigte Arbeitsmarkteinsteiger/innen im Kohortenvergleich vermehrt auf dem Weg ins Abseits befinden. Mit Blick auf die Ergebnisse kann auch bei den Arbeitsmarkteinsteiger/innen der jüngsten Kohorte *nicht* von einer ganzen *Generation Ungewiss* gesprochen werden.

Welche Fragen bleiben offen? Interessant wäre, einen genaueren Blick auf die Gruppe der befristet beschäftigten Migrant/innen zu werfen. Das Ergebnis, dass sie im Vergleich zu Personen ohne Migrationshintergrund sogar leicht erhöhte Chancen auf einen Übergang in Festanstellung haben, überrascht. Zwar wurden im Ergebnisteil verschiedene Erklärungen diskutiert – die Frage nach dem „Warum?“ bleibt letzten Endes aber unerforscht. Vor allem auch im Hinblick auf den demographischen Wandel und den bevorstehenden Fachkräftemangel wäre es durchaus interessant, die Erwerbsverläufe von jungen Migrant/innen am deutschen Arbeitsmarkt genauer zu durchleuchten – schließlich ist davon auszugehen, dass in Zukunft eher mehr als weniger junge Menschen ausländischer Herkunft in Deutschland erwerbstätig sein werden. Damit geht die Frage einher, wie sich sowohl der Zugang zu als auch die Verweildauer in instabilen Beschäftigungsverhältnissen durch den demographischen Wandel für junge Menschen insgesamt verändern. Denkbar ist schließlich, dass sich die Erwerbchancen von Arbeitsmarkteinsteiger/innen wandeln, wenn in Zukunft ein Mangel an ihnen besteht. Unter diesen Bedingungen scheint es nämlich nicht unrealistisch, dass in Zukunft Berufsanfänger/innen keineswegs vor den verschlossenen Toren der normalen Arbeitswelt verharren müssen, sondern vielleicht sogar offene Türen einrennen.

## 8. ANHANG

ABBILDUNG 12: VERWENDETE MIKROMERKMALE – VERTEILUNG DER DEM RISIKO UNTERLIEGENDEN BEOBACHTUNGEN

	N (Jahresspells)	Anteilswerte Jahresspells (Prozent)	N (Fälle)
<b>Arbeitsmarkteinstiegskohorte</b>			
Einstiegskohorte 1 (1990 - 1997) ( <i>Referenz</i> )	585	23,82	208
Einstiegskohorte 2 (1998 - 2002)	863	35,14	295
Einstiegskohorte 3 (2003 - 2008)	1008	41,04	466
<b>Geschlecht</b>			
männlich ( <i>Referenz</i> )	1094	44,54	466
weiblich	1362	55,46	503
<b>Migrationshintergrund</b>			
kein Migrationshintergrund ( <i>Referenz</i> )	1853	75,45	720
Migrationshintergrund vorhanden	603	24,55	249
<b>(Berufs-)Bildungsniveau nach CASMIN</b>			
kein anerkannter berufl. Bildungsabschluss	780	31,76	265
abgeschlossene Berufausbildung ( <i>Referenz</i> )	934	38,03	422
tertiärer Bildungsabschluss	597	24,31	209
Missing	145	5,90	73
<b>Betriebsgröße (Anzahl der Mitarbeiter)</b>			
unter 20 ( <i>Referenz</i> )	392	15,96	
20 bis unter 200	487	19,83	
200 bis unter 2.000	360	14,66	
über 2.000	424	17,26	
Missing	793	32,29	
<b>Beschäftigung im Öffentlichen Dienst</b>			
nein ( <i>Referenz</i> )	1007	41,00	
ja	680	27,69	
Missing	769	31,31	

... Fortsetzung auf folgender Seite

## Anhang

---

---

... Fortsetzung: Verwendete Mikromerkmale

---

<b>Arbeitslosigkeitsepisoden</b>		
nicht arbeitslos gemeldet ( <i>Referenz</i> )	2115	86,12
arbeitslos gemeldet	334	13,60
Missing	7	0,29

---

<b>Region</b>		
West ( <i>Referenz</i> )	1746	71,09
Ost	710	28,91

---

<i>Beobachtungsjahre insgesamt</i>	2456	
<i>Fälle insgesamt</i>		969
<i>Wechsel in unbefristete Beschäftigung</i>		629

---

---

Daten: SOEP v27.1, Wellen 1990 (G) - 2010 (BA); eigene Berechnungen

## 9. LITERATUR

- Agresti, A.** (2002): *Categorical data analysis*. Hoboken, New Jersey: Wiley & Sons Publications.
- Allison, P. D.** (1982): Discrete-time methods for the analysis of event histories. In: *Sociological Methodology* (Vol. 13), S. 61–98. Online verfügbar unter <http://www.statisticalhorizons.com/wp-content/uploads/Allison.SM82.pdf>, zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Allison, P. D.** (1984): *Event History Analysis. Regression for Longitudinal Event Data*. (Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, Nr. 07-046). Beverly Hills, CA: Sage.
- Altis, A.; Koufen, S.** (2009): Entwicklung der Beschäftigung im öffentlichen Dienst. Steigendes Durchschnittsalter, mehr Frauen in leitender Position, mehr Zeitverträge. In: Statistisches Bundesamt (Hg.) 2011: *Wirtschaft und Statistik*, November 2011. Wiesbaden, S. 1111–1117.
- Artus, I. et al.** (Hg.) (2006): *Betriebe ohne Betriebsrat. Informelle Interessenvertretung in Unternehmen*. Frankfurt/ New York: Campus Verlag.
- Beck, U.** (2007): *Schöne neue Arbeitswelt*. Frankfurt/Main: suhrkamp taschenbuch.
- Becker, G. S.** (1993): *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. 3. Aufl. Chicago: University of Chicago Press.
- Becker, G. S.** (2008): *Human Capital*. Online verfügbar unter <http://www.econlib.org/library/Enc/HumanCapital.html>, zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Blossfeld, H.-P.** (1985): Berufseintritt und Berufsverlauf. Eine Kohortenanalyse über die Bedeutung des ersten Berufs in der Erwerbsbiographie. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 18 (2), S. 177–197.
- Blossfeld, H.-P.** (2010): Survival- und Ereignisanalyse. In: Wolf, C.; Best H. (Hg.): *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*. 1. Aufl. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 995–1016.



- Blossfeld, H.-P. et al. (Hg.) (2007):** Event history analysis with stata. New York: Erlbaum, Taylor & Francis Group.
- Blossfeld, H.-P. et al. (Hg.) (2005):** Globalization, Uncertainty and Youth in Society. Oxon, New York: MPG Digital Solutions.
- Boockmann, B.; Hagen, T. (2006):** Befristete Beschäftigungsverhältnisse – Brücken in den Arbeitsmarkt oder Instrumente der Segmentierung? 1. Aufl. Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft (ZEW-Wirtschaftsanalysen, 80).
- Boockmann, B.; Hagen, T. (2007):** Die Bedeutung befristeter Arbeitsverhältnisse für die Zugänge und den Verbleib in Beschäftigung. In: Kronauer, M.; Linne, G. (Hg.): Flexicurity. Die Suche nach Sicherheit in der Flexibilität. 2. Aufl. Düsseldorf: edition sigma, S. 149–168.
- Brauns, H. et al. (1999):** Education and Unemployment: Patterns of Labour Market Entry in France, the United Kingdom and West Germany (Arbeitspapiere - Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, 6/1999).
- Brauns, H.; Steinmann, S. (1999):** Educational Reform in France, West-Germany and the United Kingdom: Updating the CASMIN Educational Classification. In: *ZUMA Nachrichten* 23 (44), S. 7–44.
- Brenke, K. (2013):** Deutsche Arbeitsmarktreformen – lieber nicht exportieren. Online verfügbar unter [http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw\\_01.c.414571.de/13-4-4.pdf](http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.414571.de/13-4-4.pdf), zuletzt aktualisiert am 21.01.2013, zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Buchholz, S. (2008):** Die Flexibilisierung des Erwerbsverlaufs. Eine Analyse von Einstiegs- und Ausstiegsprozessen in Ost- und Westdeutschland. 1. Aufl. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) (Hg.) (2008):** 25 Jahre Leben in Deutschland – 25 Jahre Sozio-oekonomisches Panel. Online verfügbar unter [http://www.bmbf.de/pub/soep\\_leben\\_in\\_deutschland.pdf](http://www.bmbf.de/pub/soep_leben_in_deutschland.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.

- Bundesministerium für Arbeit und Soziales (BMAS) (Hg.)** (2012): Kündigungsschutz - Alles, was Sie wissen sollten. Online verfügbar unter [http://www.bmas.de/SharedDocs/Downloads/DE/PDF-Publikationen/a163\\_kuendigungsschutz.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](http://www.bmas.de/SharedDocs/Downloads/DE/PDF-Publikationen/a163_kuendigungsschutz.pdf?__blob=publicationFile), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Bundeszentrale für politische Bildung (bpb) (Hg.)** (2009): Arbeitsmarktpolitik. Frankfurt/Main (APuZ - Aus Politik und Zeitgeschichte, 27/2009).
- Bundeszentrale für politische Bildung (bpb) (Hg.)** (2010): Arbeitslosigkeit (APuZ - Aus Politik und Zeitgeschichte, 48/2010).
- Cleves, M. et al.** (2010): An introduction to survival analysis using Stata. 3. Aufl. College Station, Texas: STATA Press.
- Cox, D. R.** (1972): Regression Models and Life-Tables. In: *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*. (Vol. 34, No. 2), S. 187–220. Online verfügbar unter <http://www.stat.rutgers.edu/home/rebecka/Stat687/cox.pdf>, zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- DiPrete, T. A. et al.** (2006): Work and Pay in Flexible and Regulated Labor Markets: A Generalized Perspective on Institutional Evolution and Inequality Trends in Europe and the U.S. In: *Research in Social Stratification and Mobility* (24), S. 311–332.
- DIW Berlin:** Documentation PPFAD. Person-related meta-dataset. Online verfügbar unter [http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw\\_01.c.60060.de/ppfad.pdf](http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw_01.c.60060.de/ppfad.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Dörre, K.** (2007): Prekarisierung contra Flexicurity. Unsichere Beschäftigungsverhältnisse als arbeitspolitische Herausforderung. In: Kronauer, M.; Linne, G. (Hg.): Flexicurity. Die Suche nach Sicherheit in der Flexibilität. 2. Aufl. Düsseldorf: edition sigma, S. 53–71.
- Eichhorst, W. et al.** (2010): Atypische Beschäftigung und Niedriglohnarbeit. Benchmarking Deutschland: Befristete und geringfügige Tätigkeiten, Zeitarbeit und Niedriglohnbeschäftigung. (IZA Research Report No. 25.). Online verfügbar unter [http://www.iza.org/en/webcontent/publications/reports/report\\_pdfs/iza\\_report\\_25.pdf](http://www.iza.org/en/webcontent/publications/reports/report_pdfs/iza_report_25.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Eichhorst, W.; Marx, P.** (2009): Reforming German Labor Market Institutions: A Dual Path to Flexibility. Bonn (IZA Discussion Paper Nr. 4100).

- Erlinghagen, M.** (2007): Die mobile Arbeitsgesellschaft und ihre Grenzen. Zum Zusammenhang von Arbeitsmarktflexibilität, Regulierung und sozialer Sicherung. In: Kronauer, M.; Linne, G. (Hg.): Flexicurity. Die Suche nach Sicherheit in der Flexibilität. 2. Aufl. Düsseldorf: edition sigma, S. 31–51.
- Franz, W.** (2006): Arbeitsmarktökonomik. 6. Aufl. Berlin u.a.: Springer.
- Frick, J. R.** (2010): Introduction to the German Socio-Economic Panel (SOEP). Online verfügbar unter [http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw\\_01.c.353304.de/soep-intro\\_march2010.pdf](http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw_01.c.353304.de/soep-intro_march2010.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Gangl, M.** (2000): Changing Labour Markets and Early Career Outcomes: Labour Market Entry in Europe over the Past Decade. Mannheim (Arbeitspapiere - Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, 26/2000).
- Gangl, M.** (2002): The Only Way is Up? Employment Protection and Job Mobility among Recent Entrants to European Labour Markets (Arbeitspapiere – Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, 48/2002).
- Gangl, M.** (2003): Explaining Change in Early Career Outcomes: Labour Market Conditions, Educational Expansion, and Youth Cohort Sizes. In: Müller, W.; Gangl, M. (Hg.): Transitions from Education to Work in Europe. The Integration of Youth into EU Labour Markets. Oxford: Oxford University Press, S. 251–276.
- Gash, V.; McGinnity, F.** (2007): Fixed-term contracts – the new European inequality? Comparing men and women in West Germany and France. In: *Socioeconomic Review* 5(3), S. 467–496. First published online October 6, 2006.
- Gebel, M.** (2010): Early career consequences of temporary employment in Germany and the UK. In: *Work, Employment & Society* (24), S. 641–660.
- Gewerkschaft für Erziehung und Wissenschaft (Hg.)** (2009): Bildung ist Mehrwert. Tarif- und Besoldungsrunde 2009. Frankfurt/ Main.
- Giesecke, J.; Groß, M.** (2003): Temporary Employment: Chance or Risk? In: *European Sociological Review* Vol. 19 No. 2, S. 161–177.

- Giesecke, J.; Groß, M.** (2009): Flexibilisierung durch Befristung. Empirische Analysen zu den Folgen befristeter Beschäftigung. In: Keller, B.; Seifert, H. (Hg.) (2009): *Atypische Beschäftigung – Flexibilisierung und soziale Risiken*. 2. Aufl. Düsseldorf: edition sigma, S. 83–105.
- Gießelmann, M.** (2012): Die Auswirkungen arbeitsmarktpolitischen Wandels auf die materiellen Lebensbedingungen von Erwerbstätigen in Deutschland. Empirische Vergleiche in der Zeit- und Länderdimension. (Dissertation). Köln: Universität zu Köln, Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät. Online verfügbar unter Kölner UniversitätsPublikationsServer: <http://kups.ub.uni-koeln.de/4518/>, zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Giesselmann, M.; Windzio, M.** (2012): Regressionsmodelle zur Analyse von Paneldaten. 1. Aufl. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften (Studienskripten zur Soziologie).
- Göbel, J. et al.** (2008): Daten- und Datenbankstruktur der Längsschnittstudie Sozio-oekonomisches Panel (SOEP). Berlin (SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research, 89). Online verfügbar unter [http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw\\_01.c.79473.de/diw\\_sp0089.pdf](http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.79473.de/diw_sp0089.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Grau, A.** (2010): Befristete Beschäftigung: Jeder elfte Vertrag hat ein Verfallsdatum. Hg. v. Statistisches Bundesamt. Online verfügbar unter [http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Publikationen/STATmagazin/Arbeitsmarkt/2010\\_\\_032/2010\\_\\_03Beschaeftigung,templateId=renderPrint.psm](http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Publikationen/STATmagazin/Arbeitsmarkt/2010__032/2010__03Beschaeftigung,templateId=renderPrint.psm), zuletzt geprüft am 16.03.2012.
- Gundert, S.; Hohendanner, C.** (2011): Soziale Teilhabe ist eine Frage von stabilen Jobs. (IAB-Kurzbericht, 4/2011).
- Haisken-DeNew, J. P. et al.** (2005): DTC – Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel (SOEP). Online verfügbar unter [http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw\\_01.c.38951.de/dtc.409713.pdf](http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw_01.c.38951.de/dtc.409713.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Hanau, P.** (2007): Arbeitsrechtliche Rahmenbedingungen flexibler Beschäftigung. In: Kronauer, M.; Linne, G. (Hg.): *Flexicurity. Die Suche nach Sicherheit in der Flexibilität*. 2. Aufl. Düsseldorf: edition sigma, S. 347–364.

- Hans-Böckler-Stiftung (Hg.)** (2007): Flexicurity: Die Mischung macht's. Online verfügbar unter [http://www.boeckler.de/pdf/impuls\\_2007\\_10\\_2.pdf](http://www.boeckler.de/pdf/impuls_2007_10_2.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Hans-Böckler-Stiftung (Hg.)** (2010): Kettenverträge statt Kündigungsschutz (in: BöcklerImpuls, 5/2010). Online verfügbar unter [http://www.boeckler.de/pdf/impuls\\_2010\\_05\\_2.pdf](http://www.boeckler.de/pdf/impuls_2010_05_2.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Hans-Böckler-Stiftung (Hg.)** (2011a): Atypische Jobs verfehlen Brückenfunktion (in: BöcklerImpuls, 4/2011). Online verfügbar unter [http://www.boeckler.de/impuls\\_2011\\_04\\_1.pdf](http://www.boeckler.de/impuls_2011_04_1.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Hans-Böckler-Stiftung (Hg.)** (2011b): Normalarbeit auf dem Rückzug (in: BöcklerImpuls, 20/2011). Online verfügbar unter [http://www.boeckler.de/impuls\\_2011\\_20\\_1.pdf](http://www.boeckler.de/impuls_2011_20_1.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Hans-Böckler-Stiftung (Hg.)** (2011c): Praxisblatt interner Arbeitsmarkt. Online verfügbar unter [http://www.boeckler.de/pdf/mbf\\_interner\\_arbeitsmarkt\\_was.pdf](http://www.boeckler.de/pdf/mbf_interner_arbeitsmarkt_was.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Hans-Böckler-Stiftung (Hg.)** (2011d): Spaltung des Arbeitsmarktes nimmt zu (in: BöcklerImpuls, 5/2011). Online verfügbar unter [http://www.boeckler.de/impuls\\_2011\\_05\\_7.pdf](http://www.boeckler.de/impuls_2011_05_7.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Hilbe, J. M.** (2009): Logistic Regression Models. Boca Raton, Florida: Chapman & Hall/ CRC Press.
- Hoffmann, E.; Walwei, U.** (1998): Normalarbeitsverhältnis: ein Auslaufmodell? Überlegungen zu einem Erklärungsmodell für den Wandel der Beschäftigungsformen. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 31 (3), S. 409–425.
- Hohendanner, C.** (2009): Befristet Beschäftigte – Öffentlicher Dienst ist unrühmlicher Spitzenreiter. In: Gewerkschaft für Erziehung und Wissenschaft (Hg.) 2009: Bildung ist Mehrwert. Tarif- und Besoldungsrunde 2009. Frankfurt/Main, S. 41–45.
- Hohendanner, C.** (2010): Unsichere Zeiten, unsichere Verträge? Befristete Arbeitsverträge zwischen Auf- und Abschwung (IAB-Kurzbericht, 14/2010).
- Höpfner, C.** (2011): Die Reform der sachgrundlosen Befristung durch das BAG – Arbeitsmarktpolitische Vernunft contra Gesetzestreue. In: *Neue Zeitschrift für Arbeitsrecht (NZA)*, S. 893–899.

- IGMetall Vorstand (Hg.)** (2010): Generation Prekär. Ergebnisse der Studie "Persönliche Lage und Zukunftserwartungen der jungen Generation 2010". TNS Infratest Politikforschung im Auftrag der IGMetall. Online verfügbar unter [http://www.igmetall.de/cps/rde/xbcr/internet/docs\\_ig\\_metall\\_xcms\\_164966\\_\\_2.pdf](http://www.igmetall.de/cps/rde/xbcr/internet/docs_ig_metall_xcms_164966__2.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) (Hg.)** (2011a): Jeder fünfte Geringqualifizierte ist arbeitslos (IAB-Aktuell, 10.02.2011). Online verfügbar unter [http://doku.iab.de/grauemap/2011/quali\\_alo-quoten\\_1975-2009.pdf](http://doku.iab.de/grauemap/2011/quali_alo-quoten_1975-2009.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) (Hg.)** (2011b): Zahlen zum Thema "Auslaufmodell Normalarbeitsverhältnis?" Online verfügbar unter <http://www.iab.de/1406/view.aspx>, zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) (Hg.)** (2013): Entwicklung und Perspektiven des deutschen Arbeitsmarktes, In: Handbuch Arbeitsmarkt 2013 (IAB-Bibliothek 334), Bielefeld: Bertelsmann.
- Keller, B.; Seifert, H.** (2008): Flexicurity: Ein europäisches Konzept und seine nationale Umsetzung (WISO Diskurs, April 2008).
- Keller, B.; Seifert, H.** (2009a): Atypische Beschäftigungsverhältnisse. In: *APuZ – Aus Politik und Zeitgeschichte* (27/2009), S. 40–46.
- Keller, B.; Seifert, H.** (Hg.) (2009b): Atypische Beschäftigung – Flexibilisierung und soziale Risiken. Hans-Böckler-Stiftung. 2. Aufl. Düsseldorf: edition sigma.
- Keller, B.; Seifert, H.** (Hg.) (2011): Atypische Beschäftigung und soziale Risiken – Entwicklung, Strukturen, Regulierung. (WISO Diskurs, Oktober 2011).
- Keller, B.; Seifert, H.** (Hg.) (2012): Atypical Employment in Germany. Forms, development, patterns. Paper to be presented at the 16th ILERA World Congress. Philadelphia/USA, 2–5 July, 2012. Online verfügbar unter: <http://ilera2012.wharton.upenn.edu/RefereedPapers/KellerBerndt%20Seifert.pdf>, zuletzt geprüft am 25.02.13.
- Kohler, U.** (2001): SOEP-spezifische Problemlösungen mit Stata. Online verfügbar unter [http://hsr-trans.zhsf.uni-koeln.de/volumes/vol12/kohler\\_soep.pdf](http://hsr-trans.zhsf.uni-koeln.de/volumes/vol12/kohler_soep.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.

- Kohler, U.; Kreuter, F.** (2006): Datenanalyse mit Stata. Allgemeine Konzepte der Datenanalyse und ihre praktische Anwendung. 2., München/ Wien: Oldenbourg.
- König, W. et al.** (1988): A Comparative Analysis of the Development and Structure of Educational Systems. Methodological Foundations and the Construction of a Comparative Educational Scale. CASMIN Working Paper No. 12. Mannheim: Universität-Mannheim.
- Krause, P.** (2010): SOEP*long* – Auslieferung der Beta-Version (Stand: Sep. 2010).
- Kronauer, M.; Linne, G.** (Hg.) (2007): Flexicurity. Die Suche nach Sicherheit in der Flexibilität. Hans-Böckler-Stiftung. 2. Aufl. Düsseldorf: edition sigma.
- Kurz, K. et al.** (2005): Case Study Germany. Global competition, uncertainty and the transition to adulthood. In: Blossfeld, H.-P. et al. (Hg.): Globalization, Uncertainty and Youth in Society. Oxon, New York: MPG Digital Solutions, S. 51–81.
- Lauterbach, W.; Sacher, M.** (2001): Erwerbseinstieg und erste Erwerbsjahre. Ein Vergleich von vier Geburtskohorten. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 53 (2), S. 258–282.
- Long, J. S.; Freese, J.** (2006): Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata. 2. Aufl. College Station, Texas: StataCorp LP.
- McGinnity, F. et al.** (2005) A bad start? Fixed-term contracts and the transition from education to work in West Germany. In: *European Sociological Review* Vol. 21 (4), S. 359–374. Online verfügbar unter <http://esr.oxfordjournals.org/content/21/4/359.full.pdf+html>, zuletzt geprüft am 23.02.2013.
- Mills, M.; Blossfeld, H.-P.** (2005): Globalization, uncertainty and the early life course. A theoretical framework. In: Blossfeld, H.-P. et al. (Hg.): Globalization, Uncertainty and Youth in Society. Oxon, New York: MPG Digital Solutions, S. 1–24.
- Mincer, J.** (1958): Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. In: *The Journal of Political Economy* 66 (4), S. 281–302.
- Mincer, J.** (1970): The Distribution of Labour Incomes: A Survey with Special Reference to the Human Capital Approach. In: *Journal of Economic Literature* 8, S. 1–26.
- Mückenberger, U.** (1985): Die Krise des Normalarbeitsverhältnisses. Hat das Arbeitsrecht noch Zukunft? In: *Zeitschrift für Sozialreform* (31), S. 415–434 sowie 457–475.

- Müller, W.; Gangl, M.** (Hg.) (2003): *Transitions from Education to Work in Europe. The Integration of Youth into EU Labour Markets.* Oxford: Oxford University Press.
- Noack, M.** (2008): Ereignisanalyse. Nichtparametrische Verfahren. Online verfügbar unter <http://www.uni-due.de/imperia/md/content/soziologie/stein/ereignisanalyse-beamer.pdf>, zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- OECD (Hg.)** (2010): *Wirtschaftsberichte: Deutschland 2010.*
- Oschmiansky, F.; Ebach, M.** (2009): Aktive Arbeitsmarktpolitik im Wandel. In: Bundeszentrale für politische Bildung (bpb) (Hg.): *Arbeitsmarktpolitik.* Frankfurt/Main (APuZ – Aus Politik und Zeitgeschichte, 27/2009), S. 15–20.
- Promberger, M.** (2012): *Topographie der Leiharbeit. Flexibilität und Prekarität einer atypischen Beschäftigungsform.* 1. Aufl. Berlin: edition sigma.
- Rabe-Hesketh, S.; Skrondal, A.** (2012): *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata. Volume II: Categorical Responses, Counts, and Survival.* 3. Aufl. College Station, Texas: STATA Press.
- Räth, N.; Braakmann, A.** (2012): *Bruttoinlandsprodukt 2011.* Statistisches Bundesamt, Wirtschaft und Statistik, Januar 2012. Wiesbaden.
- Roth, E.** (2012): Öffentlicher Dienst – Junge Menschen extrem oft befristet. Online verfügbar unter FrankfurterRundschau-Online: <http://www.fr-online.de/wirtschaft/oeffentlicherdienst-junge-menschen-extrem-oft-befristet-beschaeftigt,1472780,16111140.html>, zuletzt geprüft am 25.02.13.
- Schäfer, H.** (2010): Sprungbrett oder Sackgasse? – Entwicklung und Strukturen von flexiblen Erwerbsformen in Deutschland. In: *IW-Trends – Vierteljahresschrift zur empirischen Wirtschaftsforschung*, Jg. 37, Heft 1/2010.
- Scherer, S.** (1999): *Early Career Patterns – A Comparison of Great Britain and West Germany* (Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung – Arbeitspapiere, Nr. 7). Online verfügbar unter <http://doc.politiquestsociales.net/serv1/wp-7.pdf>, zuletzt aktualisiert am 09.12.1999, zuletzt geprüft am 29.12.2012.
- Schmid, J.** (2009): Entwicklung der Arbeitsförderung. In: Bundeszentrale für politische Bildung (bpb) (Hg.): *Arbeitsmarktpolitik.* Frankfurt/Main (APuZ – Aus Politik und Zeitgeschichte, 27/2009), S. 3–8.



- Schmid, J.** (2010): Zum Strukturwandel der Arbeitswelt. In: Bundeszentrale für politische Bildung (bpb) (Hg.): Arbeitslosigkeit (APuZ - Aus Politik und Zeitgeschichte, 48/2010), S. 3–9.
- Schupp, J.** (2008): 25 Jahre Umfragemethodik in der Längsschnittstudie Sozio-oekonomisches Panel (SOEP) zwischen Kontinuität, Anpassung und innovativer Weiterentwicklung. Präsentation bei der Jahrestagung der Sektion Methoden der empirischen Sozialforschung, 7.+8.3.2008, Bonn. Online verfügbar unter [http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw\\_01.c.82181.de/2008soep\\_25jahre\\_methodik.pdf](http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw_01.c.82181.de/2008soep_25jahre_methodik.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Seibert, H.; Solga, H.** (2005): Gleiche Chancen dank einer abgeschlossenen Ausbildung? Zum Signalwert von Ausbildungsabschlüssen bei ausländischen und deutschen jungen Erwachsenen. In: *Zeitschrift für Soziologie* 34 (5), S. 364–382.
- Sesselmeier, W.** (2009): (De)Stabilisierung der Arbeitsmarktsegmentation? Überlegungen zur Theorie atypischer Beschäftigung. In: Keller, B.; Seifert, H. (Hg.) (2009): *Atypische Beschäftigung – Flexibilisierung und soziale Risiken*. 2. Aufl. Düsseldorf: edition sigma, S. 67–80.
- Sesselmeier, W. et al.** (2010): *Arbeitsmarkttheorien. Eine ökonomisch-juristische Einführung*. 3. Aufl. Heidelberg: Springer.
- Singer, J. D.; Willett, J. B.** (1993): It's about Time: Using Discrete-Time Survival Analysis to Study Duration and the Timing of Events. In: *Journal of Educational Statistics*. (Vol. 18, No. 2), S. 155–195.
- Singer, J. D.; Willett, J. B.** (2003): *Applied Longitudinal Data Analysis. Modeling Change and Event Occurrence*. Oxford: University Press.
- Spence, M.** (1973): Job Market Signaling. In: *The Quarterly Journal of Economics* 87 (3), S. 355–374.
- SpiegelOnline** (2011): Die Arbeitswelt driftet auseinander. 04.03.2011. Online verfügbar unter <http://www.spiegel.de/wirtschaft/soziales/0,1518,748847,00.html>, zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- SpiegelOnline** (2012): Arbeitslosenzahl fällt auf 21-Jahres-Tief. Online verfügbar unter <http://www.spiegel.de/wirtschaft/soziales/0,1518,818294,00.html>, zuletzt geprüft am 25.02.2013.

- Statistik der Bundesagentur für Arbeit** (2011): Arbeitslosigkeit im Zeitverlauf (Arbeitsmarkt in Zahlen). Online verfügbar unter [http://statistik.arbeitsagentur.de/nn\\_31892/SiteGlobals/Forms/Rubrikensuche/Rubrikensuche\\_Form.html?view=processForm&resourceId=210368&input\\_=&pageLocale=de&topicId=17588&year\\_month=aktuell&year\\_month.GROUP=1&search=Suchen](http://statistik.arbeitsagentur.de/nn_31892/SiteGlobals/Forms/Rubrikensuche/Rubrikensuche_Form.html?view=processForm&resourceId=210368&input_=&pageLocale=de&topicId=17588&year_month=aktuell&year_month.GROUP=1&search=Suchen), zuletzt geprüft am 20.06.2012.
- Statistisches Bundesamt (Hg.)** (2008): Atypische Beschäftigung auf dem deutschen Arbeitsmarkt: Begleitmaterialien zum Pressegespräch. Wiesbaden. Online verfügbar unter [https://www.destatis.de/DE/PresseService/Presse/Pressekonferenzen/2008/Arbeitsmarkt/Pressebrochure\\_Arbeitsmarkt.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](https://www.destatis.de/DE/PresseService/Presse/Pressekonferenzen/2008/Arbeitsmarkt/Pressebrochure_Arbeitsmarkt.pdf?__blob=publicationFile), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Statistisches Bundesamt (Hg.)** (2009): Wirtschaft und Statistik, November 2011. Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (Hg.)** (2011): Mikrozensus. Bevölkerung und Erwerbstätigkeit Beruf, Ausbildung und Arbeitsbedingungen der Erwerbstätigen in Deutschland. (Fachserie 1 Reihe 4.1.2). Online verfügbar unter [https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/Arbeitsmarkt/Erwerbstaetige/BerufArbeitsbedingungErwerbstaetigen2010412107004.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/Arbeitsmarkt/Erwerbstaetige/BerufArbeitsbedingungErwerbstaetigen2010412107004.pdf?__blob=publicationFile), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Statistisches Bundesamt (Hg.)** (2012): Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen. Bruttoinlandsprodukt ab 1970 – Vierteljahres- und Jahresergebnisse. 2. Vierteljahr 2012. Wiesbaden.
- TNS Infratest Sozialforschung (SOEP Gruppe)** (2011): SOEP 2010. Methodenbericht zum Befragungsjahr 2010 (Welle 27) des Sozio-oekonomischen Panels. München. Online verfügbar unter [http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw\\_01.c.373041.de/soepmeth\\_2010.pdf](http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw_01.c.373041.de/soepmeth_2010.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Völpel, E.** (2011): Jede zweite Neueinstellung befristet. In: *taz.de*, 04.03.2011. Online verfügbar unter <http://www.taz.de/1/politik/deutschland/artikel/1/jede-zweite-neueinstellung-befristet-1/>, zuletzt geprüft am 25.02.2013.

- Wagner, G. G. et al.** (2007): The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) – Scope, Evolution and Enhancements. In: *Schmollers Jahrbuch (Journal of Applied Social Science Studies)* 127 (1), S. 139–169.
- Wagner, G. G. et al.** (2008): Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP): Multidisziplinäres Haushaltspanel und Kohortenstudie für Deutschland – Eine Einführung (für neue Datennutzer) mit einem Ausblick (für erfahrene Anwender). In: *ASTA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv* 2 (4), S. 301–328.
- Weber, B.; Weber, E.** (2013): Bildung ist der beste Schutz vor Arbeitslosigkeit (IAB-Kurzbericht 4/2013) Online verfügbar unter <http://doku.iab.de/kurzber/2013/kb0413.pdf>, zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Willett, J. B.; Singer, J. D.** (1993): Investigating Onset, Cessation, Relapse, and Recovery: Why You Should, and How You Can, Use Discrete-Time Survival Analysis to Examine Event Occurrence. In: *Journal of Consulting and Clinical Psychology*. (Vol. 61, No. 6), S. 952–965. Online verfügbar unter [http://gseacademic.harvard.edu/~willettjo/pdf%20files/Willett\\_and\\_Singer\\_JCCP1993.pdf](http://gseacademic.harvard.edu/~willettjo/pdf%20files/Willett_and_Singer_JCCP1993.pdf), zuletzt geprüft am 25.02.2013.
- Wingerter, C.** (2011): Der Eintritt junger Menschen in das Erwerbsleben. Ergebnisse der Arbeitskräfteerhebung 2009. Hg. v. Statistisches Bundesamt (Wirtschaft und Statistik, Februar 2011). Online verfügbar unter <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Publikationen/Querschnittsveroeffentlichungen/WirtschaftStatistik/Arbeitsmarkt/EintrittErwerbsleben0211,property=file.pdf>, zuletzt geprüft am 19.12.2011.
- Wolf, C.; Best, H.** (Hg.) (2010): Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse. 1. Aufl. Wiesbaden: VS Verl. für Sozialwissenschaften.